

Jung, Benjamin; Felbermayr, Gabriel; Gröschl, Jasmin

**Conference Paper**

## Quantifying Welfare Gains of Increased Trade Integration

Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik 2018: Digitale Wirtschaft - Session:  
International Trade III, No. D13-V3

**Provided in Cooperation with:**

Verein für Socialpolitik / German Economic Association

*Suggested Citation:* Jung, Benjamin; Felbermayr, Gabriel; Gröschl, Jasmin (2018) : Quantifying Welfare Gains of Increased Trade Integration, Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik 2018: Digitale Wirtschaft - Session: International Trade III, No. D13-V3, ZBW - Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft, Kiel, Hamburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/181606>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# Quantifying Welfare Gains of Increased Trade Integration<sup>◇</sup>

Gabriel Felbermayr<sup>1</sup>, Jasmin Gröschl<sup>2</sup> and Benjamin Jung<sup>3</sup>

March 1, 2018

## Abstract

Since the 1990s, Germany and other European countries have become more open to trade. The period is characterized by the fall of the iron curtain, the surge of China and its accession to the World Trade Organization (WTO), the introduction of the Euro, the creation of the Schengen area, the enlargement of the European Union (EU), and the Global Europe Initiative. Linking the partial trade effects obtained from our sectoral gravity estimations based on the World-Input-Output Database (WIOD) to real income figures from the Penn World Tables, we find that at least one quarter of the welfare gains realized since 1990 are due to trade policy reforms. Feeding a quantitative simulation exercise based on a version of the Melitz (2003) model with multiple countries and sectors and input-output linkages with the trade costs effects implied by our gravity estimations, we find that Germany's real per capita income would drop by 5.3%, if all trade liberalization steps since 1990 were fully undone.

*JEL-Classification:* F12; F15

*Keywords:* New Quantitative Trade Models; Gravity equation; European Integration; Gains from Trade

---

<sup>1</sup>Felbermayr, Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich, Poschingerstr. 5, 81679 Munich, Germany; LMU, CESifo and GEP; felbermayr@ifo.de. <sup>2</sup>Gröschl, Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich, Poschingerstr. 5, 81679 Munich, Germany; CESifo; groeschl@ifo.de. <sup>3</sup>Jung, University of Hohenheim. Address: University of Hohenheim, Schloss, Museumsflügel 021, 70593 Stuttgart, Germany; CESifo; IAW;jung-b@uni-hohenheim.de. <sup>◇</sup> The paper was first prepared for the German Council of Economic Experts and is therefore written in German. We thank Michael Pfaffermayr and Carsten Eckel and participants at the Empirical Economics and Econometrics Seminar at the University of Innsbruck and the Göttinger Workshop *Internationale Wirtschaftsbeziehungen* for useful comments and suggestions. All remaining errors are our own.

---

## Wohlfahrtseffekte der Handelsliberalisierung

---

Gabriel Felbermayr  
Jasmin Gröschl  
Benjamin Jung  
(alle ifo Institut)

Arbeitspapier 03/2017\*)  
November 2017\*\*)

\*) Die Arbeitspapiere geben die persönliche Meinung der Autoren wieder und nicht notwendigerweise die des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.

# Wohlfahrtseffekte der Handelsliberalisierung

Studie im Auftrag des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung

## *Autoren*

Prof. Gabriel Felbermayr, PhD

Dr. Jasmin Gröschl

Prof. Dr. Benjamin Jung

August 2017

**ifo** INSTITUT

Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung  
an der Universität München e.V.

ifo Zentrum für Außenwirtschaft

# Inhaltsverzeichnis

<b>Abbildungsverzeichnis .....</b>	<b>6</b>
<b>Tabellenverzeichnis .....</b>	<b>7</b>
<b>Zusammenfassung .....</b>	<b>8</b>
<b>1 Einleitung .....</b>	<b>11</b>
<b>2 Die Öffnung der deutschen Volkswirtschaft: 1990-2016.....</b>	<b>13</b>
2.1 Zur Entwicklung der Offenheit der deutschen Volkswirtschaft .....	13
2.2 Zum Stand der Handelsliberalisierung .....	17
2.3 Reale Einkommen und realer Konsum .....	21
2.4 Weitere Vorgangsweise.....	22
<b>3 Die Wirkung von Handelspolitik auf die Offenheit: Partialanalytische Effekte</b>	<b>24</b>
3.1 Spezifikation und Identifikation kausaler Effekte .....	24
3.2 Daten .....	26
3.3 Aggregierte Ergebnisse .....	28
3.4 Sektorale Ergebnisse .....	33
<b>4 Kontrafaktische Analyse: Quantifizierung der Handelsgewinne.....</b>	<b>36</b>
4.1 Vorbemerkungen .....	36
4.2 Modellvarianten ohne Vorleistungsverflechtungen .....	37
4.3 Modellvarianten mit Vorleistungsverflechtungen .....	42
4.4 Wohlfahrtseffekte: Status Quo versus Autarkie.....	44
4.5 Handelsgewinne über die Zeit.....	47
4.6 Wohlfahrtseffekte relativ zum Basisjahr 2000 .....	52
<b>5 Kontrafaktische Analyse: Die Wohlfahrtseffekte der Handelspolitik.....</b>	<b>54</b>
5.1 Vorbemerkungen .....	54
5.2 Ergebnisse .....	55
<b>6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen.....</b>	<b>60</b>
<b>Literatur .....</b>	<b>62</b>
<b>Appendix 1: Detaillierte Statistiken zu Kapitel 3 .....</b>	<b>65</b>
<b>Appendix 2: Detaillierte Herleitungen .....</b>	<b>78</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Deutsche Waren- und Dienstleistungsexporte bzw. -importe im Verhältnis zum BIP, 1990-2016.....	13
Abbildung 2: Heimische Wertschöpfung in Deutschen Exporten in Milliarden EUR, 2000-2014 .....	16
Abbildung 3: Anzahl der Mitglieder von GATT/WTO (linke Achse) und Anteil der Weltnachfrage im Jahr 2016, die auf GATT/WTO Mitglieder entfällt (rechte Achse).....	17
Abbildung 4: Anteil der Weltnachfrage im Jahr 2016, die aus deutscher Sicht durch Freihandelsabkommen (FHA) der EU betroffen ist, nach Jahren des Inkrafttretens der Abkommen .....	19
Abbildung 5: Anteil der Weltnachfrage im Jahr 2016, die von in Verhandlung befindlichen Handelsabkommen der betroffen ist .....	20
Abbildung 6: Die Entwicklung von realem Einkommen und realem Konsum pro Kopf in Deutschland 1990-2014 .....	21
Abbildung 7: Realeinkommensgewinne (%) durch Handel relativ zu Autarkie, Deutschland 1990-2014 .....	48
Abbildung 8: Zuwächse im realen Konsum pro Kopf (%) durch Handel relativ zu Autarkie, Deutschland 1995-2014.....	50
Abbildung 9: Handelsgewinne: Prokopfeinkommen und Prokopfkonsum relativ zu 2000, Deutschland 1995-2014, Index: 2000=100. ....	52

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Aggregierte Ergebnisse, Warenimporte, 2000 - 2014 .....	29
Tabelle 2: Aggregierte Ergebnisse, Dienstleistungen, 2000 - 2014 .....	32
Tabelle 3 Wohlfahrtseffekte durch Handel (in %) relativ zum Status Quo (2014), verschiedene Modelle .....	46
Tabelle 4 Realeinkommensgewinne in Euro pro Kopf durch Handel .....	49
Tabelle 5 Zuwächse im realen Konsum pro Kopf in Euro durch Handel.....	51
Tabelle 6 Wohlfahrtseffekte für Deutschland bei Annullierung bestimmter Integrationschritte seit 1990 relativ zum Status Quo .....	56
Tabelle 7 Wohlfahrtseffekte bei Annullierung aller Integrationschritte seit 1990 im Sample (Szenario 1A) relativ zum Status Quo.....	59
Tabelle 8: Sektorale Zusammensetzung und Elastizitäten .....	65
Tabelle 9: Sektoraler Warenhandel, Fahrzeuge & Andere Beförderungsmittel, 2000 – 2014.....	66
Tabelle 10: Sektoraler, Warenhandel, Grundmetalle & verarbeitete Metalle, 2000 - 2014 .....	67
Tabelle 11: Sektoraler Warenhandel, Chemische & Pharmazeutische Erzeugnisse, 2000 - 2014.....	68
Tabelle 12: Sektoraler Warenhandel, Maschinenbau, 2000 - 2014.....	69
Tabelle 13: Sektoraler Warenhandel, Elektrische Maschinen, elektr. & optische Waren, 2000 - 2014 .....	70
Tabelle 14: Sektoraler Warenhandel, Andere Warentoren, 2000 - 2014.....	71
Tabelle 15: Sektoraler Dienstleistungshandel, Vermietung & Andere Geschäftsdienstleistungen, 2000 - 2014 .....	72
Tabelle 16: Sektoraler Dienstleistungshandel, Finanz- & Versicherungsdienstleistungen, 2000 - 2014.....	73
Tabelle 17: Sektoraler Dienstleistungshandel, Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialwesen & Andere Dienstleistungen, 2000 - 2014.....	74
Tabelle 18: Sektoraler Dienstleistungshandel, Großhandel, 2000 - 2014 .....	75
Tabelle 19: Sektoraler Dienstleistungshandel, Baugewerbe, 2000 - 2014 .....	76
Tabelle 20: Sektoraler Dienstleistungshandel, Andere Dienstleistungen, 2000 - 2014 ..	77

## Zusammenfassung

1. Die deutsche Volkswirtschaft ist seit 1990 deutlich offener geworden. Der Anteil der Exporte am BIP hat sich zwischen 1990 und 2016 von 20% auf 46% und jener der Importe von 20% auf 38% erhöht. Die heimische Wertschöpfung, die hinter Güter- und Dienstleistungsexporten steckt, hat sich auf 32% der Gesamtwertschöpfung im Jahr 2014 erhöht; im Jahr 2000 lag dieser Anteil noch bei 24%.
2. Zwischen 1990 und 2014 haben das reale Prokopfeinkommen in Deutschland kumulativ um 38% und der reale Prokopfkonsum kumulativ um 33% zugelegt.
3. Die wichtigsten Veränderungen, die zu einer höheren Offenheit geführt haben, waren die Ostöffnung und die Beitritte von 16 neuen Mitgliedern in die EU, der Aufstieg Chinas und sein Beitritt in die WTO im Jahr 2001, die Einführung des Euros und die Schaffung der Schengenzone im Jahr 1999. Der Anteil der Weltnachfrage, der aus deutscher Sicht durch EU Freihandelsabkommen (FHA) abgedeckt ist beträgt 2016 circa 11%; 1990 betrug er weniger als 1%. Seit 1990 haben sich der Anteil der Weltnachfrage, der den Regeln der Welthandelsorganisation (WTO) unterliegt, von 78% im Jahr 1990 auf 99% im Jahr 2016 erhöht und die Anzahl der Mitglieder von 99 auf 164.
4. Die ökonomische ex post Evaluierung mit Hilfe eines modernen Gravitationsmodells zeigt, dass die unterschiedlichen handelspolitischen Maßnahmen zu einer erheblichen Zunahme des Waren- und Dienstleistungshandels Deutschland geführt haben. So hat die EU Osterweiterung den Warenhandel Deutschlands mit den neuen Mitgliedern um 60,3% angeschoben und den Dienstleistungshandel um 54%; die Einführung des Euro hatte einen positiven Effekt auf den Güterhandel von 11,3%, nicht aber auf den Dienstleistungshandel; die Freihandelsabkommen haben den bilateralen Warenhandel Deutschlands insgesamt um 14,7% steigen lassen und den Dienstleistungshandel um 25,7%, wobei hierbei das Abkommen mit Korea (2011) die Effekte dominiert. Der Beitritt Chinas in die WTO ließ die Warenexporte Deutschlands nach China um 122,3% und die Exporte um 148,2% steigen, während im Dienstleistungshandel Zuwächse von 80,4% bzw. 89,1% zu verzeichnen waren.
5. Mit Hilfe so genannter neuer quantitativer Außenhandelsmodelle simulieren wir die Effekte der Zunahme des internationalen Handels auf das reale Prokopfeinkommen und den realen Prokopfkonsum in Deutschland. Dabei verwenden wir eine ganze Reihe verschiedener Modellvarianten, die allerdings alle statischer Natur sind und pro-kompetitive Handelsgewinne ausschließen. Alle in der Studie simulierten Effekte sind daher als Untergrenzen für die wahren Handelsgewinne zu verstehen. Vergleicht man den beobachteten Status Quo aus 2014 mit einem hypothetischen (kontrafaktischen) Autarkiezustand, so ist das reale Prokopfeinkommen in Deutschland im realistischsten Modell um 22% höher als in der Autar-



- kie, und der der reale Prokopfkonsum um 13%. Im Vergleich mit Ländern mit ähnlich großen Binnenmärkten ist der Einkommenseffekt relativ groß, der Effekt auf den Konsum ist aber nur durchschnittlich, vor allem aufgrund des hohen Exportüberschusses Deutschlands.
6. Im Zeitablauf haben sich die realen Prokopfeinkommensgewinne Deutschlands im realistischsten Modell durch Teilnahme an der internationalen Arbeitsteilung von circa 13% des Prokopfeinkommens im Jahr 1990 auf 22% im Jahr 2014 erhöht. Im Krisenjahr 2009 sind die Handelsgewinne um circa 2%-Punkte gefallen. Betragen die realen Handelsgewinne im Jahr 1990 circa 3.000 Euro, so sind sie bis 2014 auf fast 7.000 Euro angewachsen. Somit betrug der Beitrag der vertieften internationalen Arbeitsteilung zum Wachstum des realen Prokopfeinkommens (von circa 19.000 Euro auf fast 32.000 Euro) knapp 46%.
  7. Der Anteil des realen Prokopfkonsums, der im Jahr 1995 auf Handel zurückzuführen war, betrug unter Zugrundelegung des realistischsten Modells 9%; dieser ist bis 2014 auf circa 13% angewachsen. Damit ist etwas mehr als 28% des Zuwachses im Prokopfkonsum seit 1995 auf den internationalen Handel zurückzuführen (das sind 1.200 Euro). Die Tatsache, dass diese Analyse die Jahre 1990-1994 aus Datengründen nicht inkludiert, hat vermutlich keinen wesentlichen Einfluss auf die Ergebnisse, weil in dieser Zeit die deutsche Wiedervereinigung zu einer stärkeren Binnenmarktorientierung geführt hatte.
  8. Die in der empirischen Analyse auf ihre handelsschaffenden Effekte untersuchten Liberalisierungsmaßnahmen können auf ihre Wohlfahrtseffekte in Deutschland untersucht werden, indem die zwischen 1990 und 2014 erfolgten Liberalisierungsschritte annulliert werden und das so entstehende kontrafaktische Gleichgewicht mit dem Status Quo verglichen wird. Wenn alle erfolgten Schritte rückabgewickelt werden, würde die deutsche Wohlfahrt im realistischsten Modell um circa 5,3% sinken; davon macht die EU Integration den Löwenanteil aus (circa 4,6%-Punkte); der Beitritt Chinas in die WTO ist für die restlichen 0,8%-Punkte zuständig. Innerhalb des Bereiches der EU Integration sind die Beitritte von 16 neuen Mitgliedsstaaten seit 1990 am wichtigsten; doch auch die Errichtung der Eurozone und des Schengenraumes haben messbare positive Effekte gezeitigt, so dass ihre Annullierung zu einem Rückgang der deutschen Wohlfahrt von 0,4% bzw. 0,9% generieren würde.
  9. Multilaterale (wie die Gründung der WTO 1995) und unilaterale Liberalisierungsschritte (wie einseitige Zollsenkungen Brasiliens oder Indiens) können aufgrund des Untersuchungsdesigns (Identifikation von bilateralen Handelseffekten durch die Gravitationsgleichung) nicht spezifisch quantifiziert werden. Daher ist gemäß unserer Berechnungen mindestens ein Viertel der seit 1990 entstandenen Handelsgewinne auf konkrete handelspolitische Maßnahmen zurückzuführen; der Rest entfällt auf technologische und infrastrukturelle Verringerungen der interna-

## Zusammenfassung

tionalen Handelskosten und auf die oben genannten nicht erfassten Liberalisierungsschritte.

10. Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die Öffnung Deutschlands seit 1990 ganz erheblich zu einer Zunahme der deutschen Wohlfahrt beigetragen hat. Dabei fällt auf, dass sich die realen Prokopfeinkommen sehr viel besser entwickelt haben als der reale Prokopfkonsum, was durch den zunehmenden Exportüberschuss des Landes verursacht wird. Diese Effekte sind zumindest zu einem Viertel durch konkrete Handelspolitik zu erklären. Die Studie quantifiziert nicht mögliche Kosten der Handelsliberalisierung, wie zum Beispiel kurzfristige Anpassungskosten, oder die externen Kosten höherer CO<sub>2</sub>-Emissionen durch vermehrten Gütertransport. Die unterstellte Wohlfahrtsfunktion beschränkt sich außerdem auf den materiellen Wohlstand; potentiell relevante Effekte durch höhere Ungleichheit oder niedrigeren Freizeitkonsum bleiben dabei unberücksichtigt.

# 1 Einleitung

In dieser Studie befassen wir uns mit den Wohlfahrtseffekten der Öffnung der deutschen Volkswirtschaft seit 1990. Wir verwenden dazu moderne Methoden der quantitativen Außenhandelsforschung.

Wir gehen dabei in vier Schritten vor. Zunächst stellen wir die Entwicklung der Offenheit Deutschlands, der relevanten handelspolitischen Maßnahmen, und der realen Einkommen bzw. des realen Konsums über die Zeit dar. In einem zweiten Schritt präsentieren wir eine ökonometrische ex post Analyse der bisherigen Handelspolitik in Europa und quantifizieren mit Hilfe einer Gravitationsgleichung die kausalen handels-schaffenden Effekte dieser Politik. Dabei differenzieren wir zwischen der Vertiefung der Europäischen Union (EU) durch die Einführung des Euros und der Abschaffung von Grenzkontrollen im Rahmen des Schengenabkommens, der Erweiterung der EU um 16 neue Mitglieder seit 1990, der Erweiterung der WTO um neue Mitglieder, und dem Abschluss von Handelsabkommen zwischen der EU und Drittstaaten. Diese Schätzergebnisse werden im vierten Schritt zur Simulation der Effekte einer hypothetischen Rückabwicklung dieser Integrationsschritte verwendet. Davor aber, in einem dritten Schritt, stellen wir den theoretischen Rahmen für die Simulationsrechnungen vor, und wenden diesen an, um die Wohlfahrtseffekte zunehmender Offenheit zu quantifizieren. Dabei unterscheiden wir zwischen Effekten auf das reale Prokopfeinkommen und Effekten auf den realen Prokopfkonsum.

Es kommen die modernsten verfügbaren quantitativen Handelsmodelle zum Einsatz. Um eine Abschätzung der involvierten Unsicherheiten zu gewährleisten, berechnen wir Effekte für Modelle mit und ohne nationalen und internationalen sektoralen Input-Output Verknüpfungen. Außerdem unterscheiden wir Modell perfekten Wettbewerbs (die Erweiterung des Eaton-Kortum (2002) Modells durch Caliendo und Parro (2015)), eine Anwendung des Modells monopolistischen Wettbewerbs mit Skalenvorteilen auf Firmenebene von Krugman (1980) und das darauf aufbauende Modell mit heterogenen Firmen von Melitz (2003). Die Grundlagen für diese Ansätze sind in Costinot und Rodriguez-Clare (2014) zusammengestellt; siehe auch Jung und Kohler (2017) und Aichele et al. (2016). Dabei handelt es sich immer um statische Modelle der Außenhandelstheorie, das heißt, dynamische Effekte durch eine Veränderung von Anreizen zu Forschung und Entwicklung, oder der Entwicklung spezifischen Humankapitals, sind in den Modellen nicht enthalten. Die resultierenden Handelsgewinne bauen auf der Ausnutzung komparativer Vorteile auf, sowie, im Falle des Krugman Modells, auf die Ausweitung der Anzahl verfügbarer Produktvarianten, und, im Falle des Melitz Modells, auf Selektionseffekte, die zu einer endogenen Anpassung der sektoralen Durchschnittsproduktivitäten führen. Auch wenn beiden letztgenannten Modelle imperfekten Wettbewerb unterstellen, halten sie die Monopolmacht der Unternehmen in jedem

## Einleitung

Sektor konstant. Das heißt, das Modell enthält keine pro-kompetitiven Handelsgewinne, die durch die Belebung des Wettbewerbes zu erwarten sind. All diese Einschränkungen bedeuten, dass unsere Herangehensweise konservativ ist und eher zu einer Unterschätzung der wahren Handelsgewinne führt.

Wir berechnen auch keine dynamischen Anpassungspfade für endogene Variablen; eine explizite Berücksichtigung der zeitlichen Dimension würde die Dimensionalität der Modelle sprengen. Kurzfristige Anpassungskosten sind also in den ausgewiesenen Zahlen nicht enthalten. Es handelt sich um den Vergleich von steady states. Allerdings ist bei einer solchen Herangehensweise die Modellierung von Exportüberschüssen, wie sie für Deutschland charakteristisch sind, problematisch. Diese treiben einen Keil zwischen die Effekte auf das Prokopfeinkommen und jene auf den Prokopfkonsums.

Schließlich ist zu erwähnen, dass wir uns in der quantitativen Analyse auf den materiellen Wohlstand eines Durchschnittsindividuums konzentrieren. Wir leugnen nicht die Möglichkeit, dass Handel zu höherer Ungleichheit, zu höherer temporärer friktioneller Arbeitslosigkeit oder zu höheren negativen externen Effekten (z.B. durch vermehren CO<sub>2</sub>-Ausstoß) führen kann. Die Beschränkung auf die beiden genannten Variablen ist allein der Verfügbarkeit von Daten und Analyseinstrumenten geschuldet.

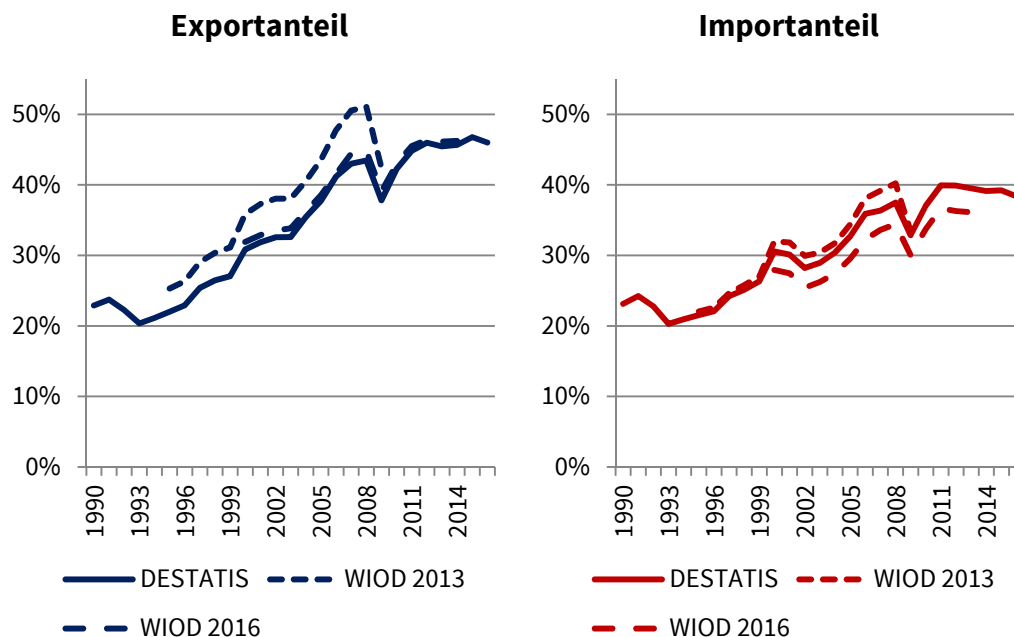
In dieser Studie untersuchen wir keine neuen protektionistischen Szenarien, wie sie der Präsident der USA Donald Trump mehrfach angedroht hat. Dies wurde an anderer Stelle bereits untersucht, siehe Felbermayr und Steininger (2016) und Yalcin et al. (2017).

## 2 Die Öffnung der deutschen Volkswirtschaft: 1990-2016

### 2.1 Zur Entwicklung der Offenheit der deutschen Volkswirtschaft

Die Bedeutung des Außenhandels hat für die deutsche Volkswirtschaft im Zeitraum 1992 bis 2016 stark zugenommen. Die deutschen Güterexporte haben sich mehr als verdreifacht und sind von 343 Mrd. Euro in 1992 auf 1.207 Mrd. Euro im Jahr 2016 angestiegen (Quelle: Destatis). Die Importe sind ebenfalls deutlich angewachsen und haben sich im selben Zeitraum von 326 Mrd. Euro auf 955 Mrd. Euro gesteigert. Somit ist der Ausfuhrüberschuss – der Überschuss des Wertes der Warenausfuhr über den Wert der Wareneinfuhr – Deutschlands mit 252 Mrd. Euro im Jahr 2016 knapp fünfzehnmal größer als im Jahr 1992 mit 17 Mrd. Euro.

**Abbildung 1: Deutsche Waren- und Dienstleistungsexporte bzw. -importe im Verhältnis zum BIP, 1990-2016**



**Quelle:** WIOD 2013, WIOD 2016, Destatis, Berechnungen des ifo Instituts.

Die zunehmende Bedeutung des Außenhandels für Deutschland wird bei der Betrachtung der Anteile des Außenhandels (Waren und Dienstleistungen) am Bruttoinlandsprodukt deutlich (Abbildung 1). Laut Destatis machen die Exporte im Jahr 2016 etwa

46% der Wirtschaftsleistung aus; Anfang der 1990er Jahre lag sie noch bei knapp über 20%. Sie hat sich also in den letzten 25 Jahren mehr als verdoppelt. Die Importe von Gütern und Dienstleistungen machen im Jahr 2016 circa 38% des Bruttoinlandsprodukts aus. Die Importquote lag Anfang der 1990er Jahre ebenfalls bei etwa 20%; hier kam es über die Jahre fast zu einer Verdoppelung. Der Zuwachs der Importquote ist über den betrachteten Zeitraum also weniger dramatisch als jene der Exportquote. Während Anfang der 1990er Jahre die deutsche Handelsbilanz noch weitgehend ausgeglichen war, beträgt der Überschuss im Jahre 2016 circa 8% des Bruttoinlandsprodukts.

Im Zeitverlauf kam es sowohl bei den Exporten als auch bei den Importen im Jahr 2009 zu einem deutlichen Absinken der Quote: der Handel im Gefolge der globalen Wirtschafts- und Finanzkrise ist um circa 5%-Punkte stärker eingebrochen als das Bruttoinlandsprodukt; danach kam es relativ rasch zu einer Erhöhung, so dass der Offenheitsgrad der deutschen Volkswirtschaft im Jahr 2011 bereits wieder geringfügig über jenem des Jahres 2008 lag. Nach diesem Aufholprozess haben sich die Export- und Importquoten allerdings nicht weiter erhöht. Die Exportquote liegt 2016 ziemlich genau beim Wert des Jahres 2012 (circa 46%); die Importquote liegt 2016 mit einem Wert von circa 38% um zwei Prozentpunkte sogar unter dem Wert von 2011. Diese Verlangsamung des Handelswachstums relativ zum Wachstum des Bruttoinlandsproduktes ist Gegenstand einer reichhaltigen Literatur, die das Phänomen unter dem Stichwort „Global Trade Slowdown“ verhandelt.<sup>1</sup>

Export- und Importquoten sind relevante Kennzahlen, die die allgemeine Offenheit des Handels für eine Volkswirtschaft messen. Sie informieren jedoch nicht über die Wertschöpfung, die in den deutschen Exporten stecken. Reine Handelsvolumina sind aufgrund ausländischer Vorleistungen dazu nur bedingt aussagekräftig, da in Ihnen nicht nur heimische Wertschöpfung enthalten ist, sondern auch Wertschöpfung aus dem Ausland. Andererseits können Importe nicht nur ausländische, sondern auch heimische Wertschöpfung enthalten. Aus diesem Grund überschätzen die üblichen Offenheitsmaße den Beitrag der Exporte zur heimischen Wertschöpfung und die mögliche Verdrängung heimischer Wertschöpfung durch Importe.

Um den Wertschöpfungsgehalt der Exporte zu bestimmen, benötigen wir ein Datenuniversum, das einerseits eine vollständige Handelsmatrix für alle Länder bereitstellt, und andererseits diese Daten mit den Input-Output Tabellen Deutschlands und der Handelspartner verknüpft, so dass die Komplexität nationaler und internationaler Zulieferstrukturen berücksichtigt werden kann.

<sup>1</sup> Siehe dazu Hoekman (2015). Die Literatur ist noch nicht einig, ob es sich hierbei um ein zyklisches oder ein strukturelles Phänomen handelt, und was die quantitative Rolle neuer protektionistischer Politiken ist.

Um zu einer harmonisierten Datenlage zu kommen, hat die Europäische Union in den letzten Jahren einen großen Forschungsverbund finanziert, in dessen Rahmen harmonisierte Forschungsdaten für alle EU Mitglieder und ihre wichtigsten außereuropäischen Handelspartner zur Verfügung gestellt werden. Das World Input Output Data (WIOD) Projekt ([wiod.org](http://wiod.org)) stellt zwei Datensätze bereit, die sich allerdings hinsichtlich ihrer zeitlichen und geographischen Abdeckung unterscheiden und, wie gesagt, von den nationalen Statistiken abweichen können.<sup>2</sup>

Die WIOD Daten unterscheiden sich von den amtlichen Statistiken. Hierfür ist vor allem der Dienstleistungshandel verantwortlich, wo die Datenqualität deutlich schlechter ist als im Güterhandel. Dienstleistungen unterliegen grundsätzlich keiner Verzollung und die Erfassung von Transaktionen mit dem Ausland erfolgt über die Zahlungsbilanz. Dazu kommen erhebliche Abgrenzungs- und Bewertungsprobleme, die hier zu diskutieren den Rahmen sprengen würde. Eine Folge dieser Problematik ist, dass die von einem Land als Importe aus einem anderen Land ausgewiesenen Transaktionswerte häufig nicht mit den gemeldeten Exporten des anderen Landes übereinstimmen

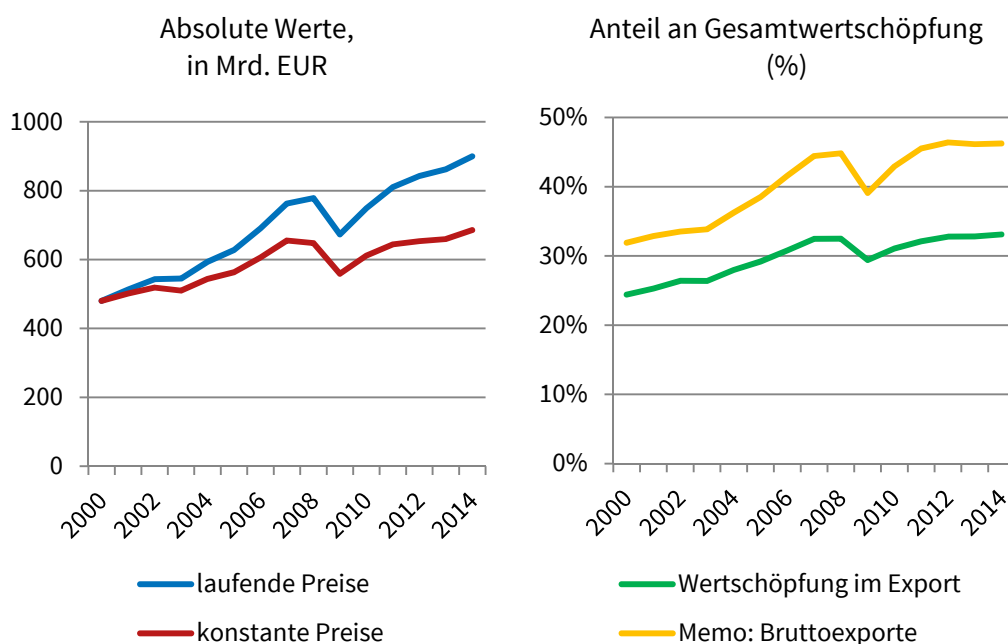
Die Trends sind allerdings über die verschiedenen Datenquellen sehr ähnlich, wie der rechte Teil von Abbildung 1 zeigt. Für Exporte liegt WIOD 2013 leicht oberhalb der offiziellen Statistiken, WIOD 2016 bildet die Exportquote ziemlich genau ab. Bei den Importen liegt WIOD 2016 leicht unterhalb, das Release 2013 bildet die Handelsstatistik in den 1990ern relativ genau ab, bewegt sich später aber leicht oberhalb. Im Jahr 1995 zeigt WIOD 2013 für die Exporte einen Anteil am BIP von 22%, dieser erhöht sich bis 2000 auf 32%. WIOD 2016 startet mit einer Exportquote von 30% und bewegt sich dann bis 2014 auf 43% - damit liegt WIOD 2016 im Jahr 2014 um 2,5% unterhalb der offiziellen Handelsstatistik. Die Importe verhalten sich ähnlich. Für 1995 zeigt WIOD 2013 eine Importquote von 19% (Destatis: 22%), diese liegt im Jahr 2000 bei 28% (Destatis: 31%; WIOD 2016: 26%). Für das Jahr 2014 zeigt WIOD 2016 eine Importquote von 33% an und liegt damit 6,1% unterhalb der offiziellen Statistiken.

Abbildung 2 bildet ab, wieviel heimische Wertschöpfung in deutschen Exporten steckt. Dadurch gewinnt man tiefere Erkenntnisse über das tatsächliche Ausmaß der realwirtschaftlichen Verflechtungen. Der Wertschöpfungsanteil wird mit Hilfe einer globalen Input-Output-Matrix errechnet. Wir folgen Johnson und Noguera (2012) und Wang et al. (2013). Im linken Teil der Abbildung wird das Niveau der in den Exporten steckenden deutschen Wertschöpfung in laufenden Preisen und in Preisen von 2000 dargestellt. Zwischen 2000 und 2014 stieg die heimische Wertschöpfung in deutschen Exporten

<sup>2</sup> Eine weitere Datenquelle wird vom Global Trade Analysis Project (GTAP) zu Verfügung gestellt (Narayanan et al., 2015); diese bietet aber keine jährlichen Daten. Die umfassendste Datenquelle ist die EORA Datenbank (Lenzen et al., 2013), in der aber stark auf Schätzungen und Interpolationen zurückgegriffen wird. Für Deutschland weichen die Daten teilweise sehr stark von den amtlichen Statistiken ab.

ten von 630 auf 900 Mrd. € an. Dies entspricht einem Wachstum von etwa 43% über den gesamten Zeitraum. Der Aufwärtstrend war dabei nur im Krisenjahr 2009 unterbrochen. Seit 2013 liegt die heimische Wertschöpfung in den deutschen Exporten wieder über dem Vorkrisenniveau aus dem Jahr 2008.

**Abbildung 2: Heimische Wertschöpfung in Deutschen Exporten in Milliarden EUR, 2000-2014**



**Quelle:** WIOD 2016, Berechnungen des ifo Instituts. Hinweis: Die Berechnung der heimischen Wertschöpfung erfolgt entweder in laufenden Preisen oder in konstanten Preisen von 2000 Euro. Bruttoexporte bezeichnen die Exporte nach Transaktionswerten gemäß der amtlichen Statistik.

Der rechte Teil von Abbildung 2 zeigt den Anteil der in den deutschen Exporten stekenden deutschen Wertschöpfung an der gesamten in Deutschland erwirtschafteten Wertschöpfung. Dieser Anteil betrug im Jahr 2000 noch 24% und ist bis 2008 um 8 Prozentpunkte auf 32% angewachsen. Im Vergleich dazu ist die Exportquote um 13 Prozentpunkte gestiegen. Mit anderen Worten: ein erheblicher Anteil des Exportwachstums, wie es von den amtlichen Transaktionszahlen gemessen wird, besteht aus Re-exporten ausländischer Wertschöpfung: Deutsche Unternehmen verwenden in ihren Exportgütern im Ausland gefertigte Komponenten und Dienstleistungen. Die Wertschöpfungstiefe der deutschen Exportwirtschaft ist also zwischen 2000 und 2008 gefallen.

Im Jahr 2009 kam es zu einem Einbruch der Exporte und der in den Exporten enthaltenen heimischen Wertschöpfung. Letztere ist allerdings weniger stark gefallen als die

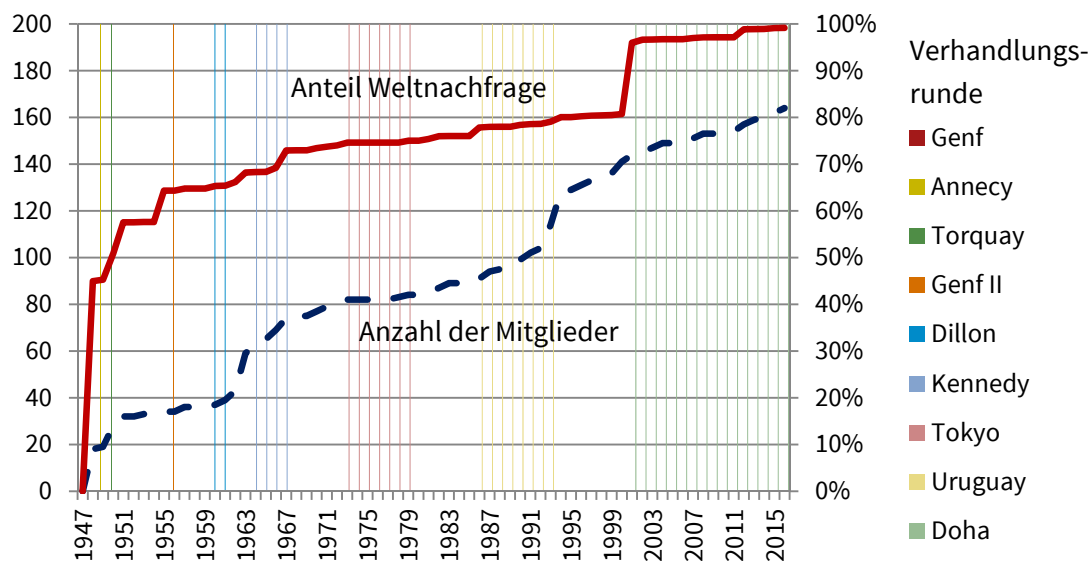


Transaktionswerte. In der Krise hat die deutsche Wirtschaft die Wertschöpfungstiefe der Produktion erhöht. Der Rückgang der Nachfrage nach deutschen Exportgütern wurde also zumindest teilweise durch die Verringerung der Verwendung ausländischer Vorleistungen aufgefangen.

## 2.2 Zum Stand der Handelsliberalisierung

Die Vermutung steht im Raum, dass die zunehmende multilaterale Handelsliberalisierung im Rahmen der WTO, die fortschreitende europäische Integration, und das Abschließen von präferentiellen Handelsabkommen für diesen Prozess eine wesentliche Rolle gespielt haben. Abbildung 3 zeigt die Anzahl der Länder, die Mitglieder des GATT (General Agreement on Tariffs and Trade) und, ab 1995, der Nachfolgeorganisation WTO (World Trade Organization) sind. Auf der rechten Seite ist der Anteil der Weltnachfrage im Jahr 2016 abgetragen, der durch GATT oder WTO Beitritte im Zeitablauf betroffen ist. Außerdem gibt die Grafik Auskunft über die bisher stattgefundenen Verhandlungsrunden.

**Abbildung 3: Anzahl der Mitglieder von GATT/WTO (linke Achse) und Anteil der Weltnachfrage im Jahr 2016, die auf GATT/WTO Mitglieder entfällt (rechte Achse)**



**Quelle:** WTO, Weltbank. Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts. Die unterbrochene rote Kurve zeigt die Anzahl der Mitglieder, die rote Kurve den Anteil der Weltnachfrage.

Deutschland ist im Jahr 1951 dem im Jahr 1948 von 18 Ländern gegründeten GATT beigetreten. Seitdem sind laufend weitere Länder beigetreten. In den 1970er Jahren und in den ersten Jahren der 1990er Jahren gab es Schübe durch das Ende des Kolonialsystems und des Kommunismus. Zum jetzigen Zeitpunkt sind 164 Länder Mitglie-

der der WTO. Auf diese Länder entfallen 99% der Weltnachfrage<sup>3</sup> (gemessen am Bruttoinlandsprodukt in laufenden US Dollar). Im Jahr 2016 entfallen immer noch fast 45% der Weltnachfrage auf die ursprünglichen GATT Gründungsmitglieder (darunter die USA und die anderen westlichen Siegermächte des 2. Weltkrieges inklusive Indien). Für die vorliegende Studie besonders relevant ist der Beitritt Chinas im Jahr 2001 ohne welchen ein Anteil von 15% der Weltnachfrage nicht den WTO Regeln unterliegen würde. Der Beitritt Russlands 2012 hat im Vergleich dazu nur 2% beigetragen.

Festzuhalten ist, dass aus einer Erweiterung der WTO kaum weitere Impulse zu erwarten sind, weil fast die gesamte Weltnachfrage bereits den WTO Regeln unterliegt.

Zu den Effekten der WTO Mitgliedschaft gibt es eine reichhaltige empirische und theoretische wirtschaftswissenschaftliche Literatur, die hier nicht rezipiert werden kann.<sup>4</sup> Für die Zwecke dieser Studie sei hervorgehoben, dass die Funktion der WTO sich nicht darauf beschränkt, in wiederkehrenden Verhandlungsrunden Zölle (und zunehmend auch nicht-tarifäre Handelsbarrieren) zu beseitigen, sondern vor allem ein Forum zur Beilegung von Handelsstreitigkeiten darstellt. Neuere empirische Literatur zeigt, dass nicht die Zollsenkungen an sich, sondern die Beseitigung von Unsicherheit über die Zollhöhen und die größere Transparenz und Berechenbarkeit handelspolitischer Maßnahmen einen Großteil der handelsschaffenden Effekte der WTO Mitgliedschaft erklärt (Dutt et al., 2013).

Abbildung 4 betrachtet präferentielle Abkommen, die für Deutschland relevant sind. Sie zeigt den Anteil der Weltnachfrage im Jahr 2016, die durch Freihandelsabkommen verschiedener Art und verschiedener Abschlussjahre aus deutscher Sicht abgedeckt ist. Im Jahr 2016 hat circa 22,5% der globalen Nachfrage ihren Ursprung in Ländern der Europäischen Union und unterliegt damit den Regeln von Binnenmarkt und Zollunion. Auf die sechs Gründungsmitglieder der EU entfällt etwas mehr als die Hälfte (12,3%). Der im Jahr 1973 erfolgte Beitritt Großbritanniens und Irlands erhöht den Anteil auf 16,7%; spätere Beitritte erhöhen den Anteil weiter, allerdings gehen die Inkremente im Zeitablauf ständig zurück.

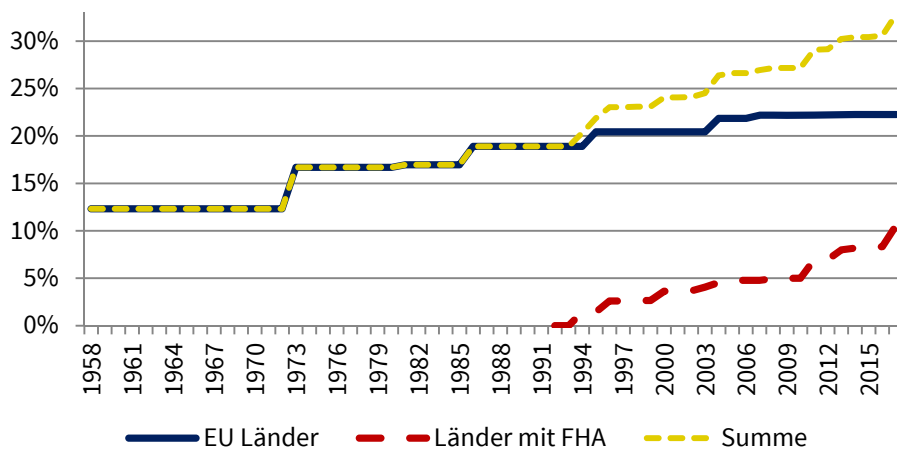
Die Europäische Union verhandelt im Auftrag der EU Mitglieder präferentielle Freihandelsabkommen (FHA) mit Drittstaaten. Im Jahr 2016 decken diese FHA knapp 11% der Weltnachfrage ab. Wichtige Abkommen, die zwischen 1990 und heute in Kraft getreten sind die Zollunion mit der Türkei (1996), die FHA mit Mexiko und Südafrika (2000), Südkorea (2011) und Kanada (vorläufige Anwendung ab September 2017). Daneben wurden im Zeitablauf FHAs zur Vorbereitung von EU Beitritten abgeschlossen, zum

<sup>3</sup> Gemessen am Bruttoinlandsprodukt in laufenden US Dollar, Daten der Weltbank.

<sup>4</sup> Das aktuelle Handbook of Commercial Policy (Bagwell und Staiger, 2016) bietet eine Fülle von Übersichtsartikeln.

Beispiel Montenegro (2010) oder Serbien (2013). Außerdem gibt es FHAs mit allen Mittelmeeranrainerstaaten (der erste Vertrag wurde interessanterweise mit Syrien im Jahr 1978 geschlossen).

**Abbildung 4: Anteil der Weltnachfrage im Jahr 2016, die aus deutscher Sicht durch Freihandelsabkommen (FHA) der EU betroffen ist, nach Jahren des Inkrafttretens der Abkommen**

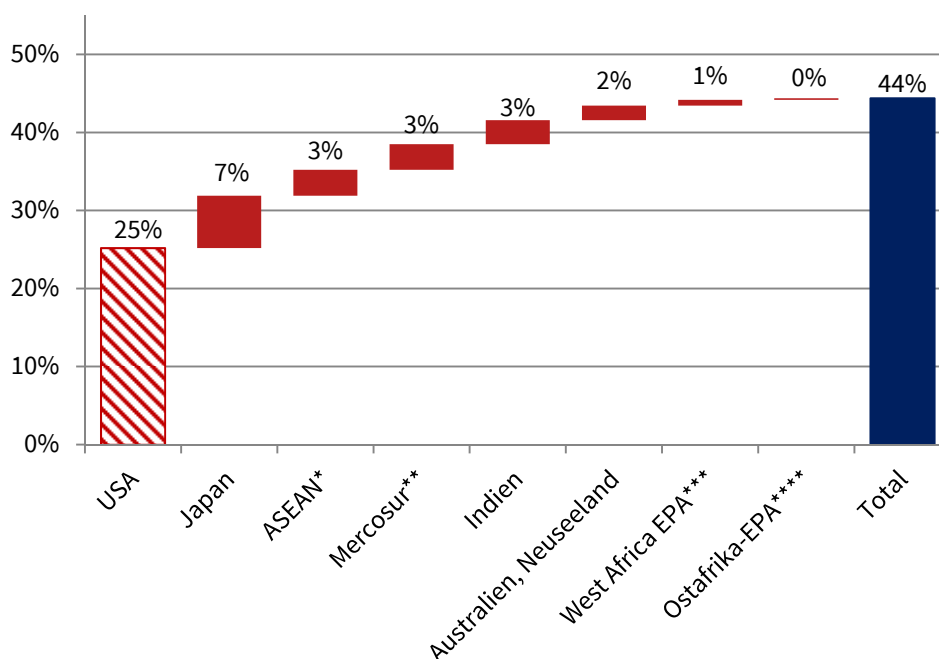


**Quelle:** EU Kommission, WTO, Weltbank. Berechnungen des ifo Instituts. Unterschiedliche Abkommen (Zollunionen, Assoziierungsabkommen und klassische Freihandelsabkommen werden als FHA bezeichnet. Nicht-reziproke Abkommen sind nicht dargestellt. Die Abbildung zeigt nur die heute gültigen Verträge.

Aus deutscher Sicht ist mithin ein Anteil der Weltnachfrage von insgesamt knapp 31% durch EU Mitgliedschaft oder durch FHAs mit der EU betroffen (siehe Abbildung 4). Die EU hat allerdings ein ambitioniertes Programm zur Verhandlung weiterer Freihandelsabkommen. Ein Abkommen mit den USA (TTIP), das offiziell noch immer bei der WTO zur Verhandlung notifiziert ist, würde fast ein Viertel der effektiven Weltnachfrage unter WTO-plus Regeln stellen; ein Abschluss ist allerdings zur Zeit unrealistisch. Durchaus möglich ist ein Abschluss des politisch bereits abgesegneten Abkommens mit Japan, das immerhin aus deutscher Sicht zusätzlich fast 7% der Weltnachfrage von Handelshemmnissen befreien würde. Die weiteren in Verhandlung befindlichen Abkommen sind einzeln gesehen für Deutschland in quantitativer Hinsicht weniger relevant. Mit sechs ASEAN Ländern sind FHAs in Vorbereitung; jene mit Singapur und Vietnam sind bereits ausverhandelt und stecken im Ratifizierungsprozess. Die Gespräche mit den Mercosur Ländern (ohne Venezuela) und Indien sind volkswirtschaftlich relevant, inhaltlich aber schwierig. Verhandlungen mit Australien und Neuseeland haben noch nicht begonnen, sollten sich aber als vergleichsweise einfach erweisen. Die in Verhandlung befindlichen Wirtschaftspartnerschaftsabkommen mit Westafrikanischen

und Ostafrikanischen Staaten könnten für die betroffenen Regionen einen deutlich verbesserten Marktzugang in die EU und vor allem höhere Rechtssicherheit bringen, sie sind für die EU allerdings aufgrund der kleinen Größe der betroffenen Volkswirtschaften nur marginal bedeutend.

**Abbildung 5: Anteil der Weltnachfrage im Jahr 2016, die von in Verhandlung befindlichen Handelsabkommen der betroffen ist**



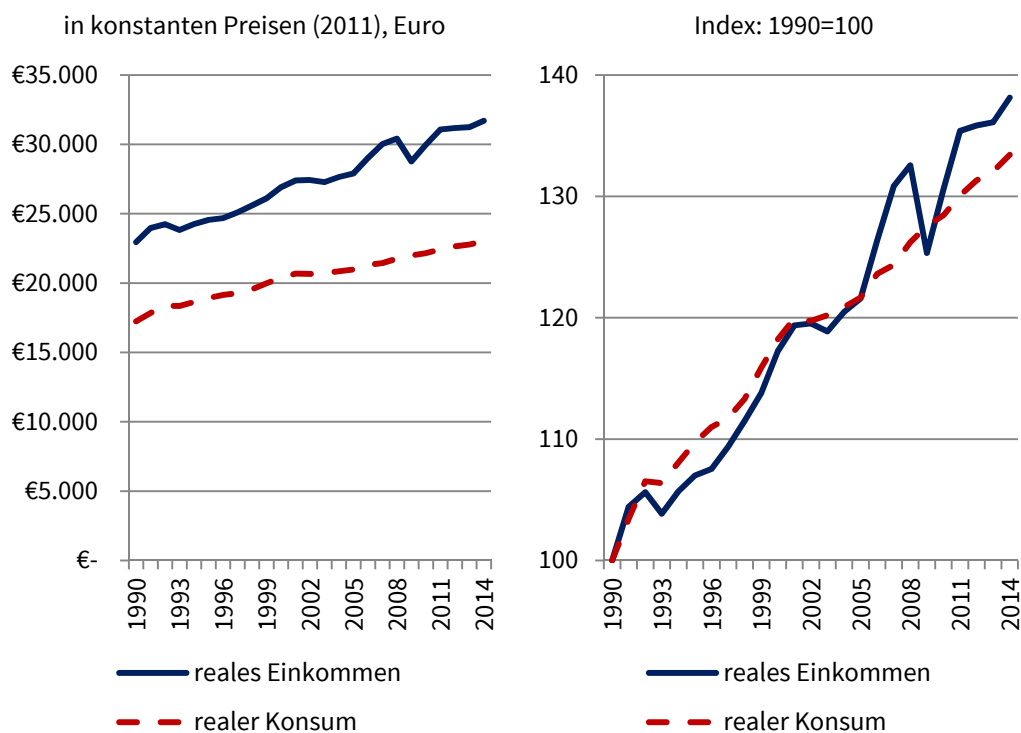
**Quelle:** EU Kommission, WTO, Weltbank. Berechnungen des ifo Instituts. \* Indonesien, Philippinen, Malaysia, Singapur, Thailand, Vietnam (mit den vier weiteren ASEAN Mitgliedern wird nicht verhandelt); \*\* Argentinien, Brasilien, Paraguay, Uruguay (mit Venezuela wird nicht verhandelt); \*\*\* Benin, Burkina Faso, Cap Verde, Cote d'Ivoire, Gambia, Ghana, Guinea, Guinea-Bissau, Liberia, Mali, Niger, Nigeria, Senegal, Sierra Leone, Togo und Mauretanien; \*\*\*\* Burundi, Kenia, Ruanda, Tansania, Uganda.

Insgesamt ist die EU mit Ländern in Verhandlungen, die circa 44% der Weltnachfrage umfassen. Gemeinsam mit den bestehenden Abkommen (siehe Abbildung 4) könnten langfristig drei Viertel der Weltnachfrage relativ barrierefrei und mit hoher Rechtssicherheit für deutsche Unternehmen offenstehen. Allerdings ist mit einer solchen Situation kurz- und mittelfristig nicht zu rechnen. Im Gegenteil, durch den Brexit würden circa 3,5% der globalen Nachfrage neuen Restriktionen ausgesetzt sein.

## 2.3 Reale Einkommen und realer Konsum

Deutschland hat sich seit 1990 wirtschaftlich relativ langsam aber stetig entwickelt. Abbildung 6 zeigt zwei gängige Maße, mit denen die wirtschaftliche Wohlfahrt gemessen werden kann. Einerseits wird das reale Bruttoinlandsprodukt pro Kopf zu konstanten Preisen (Basisjahr 2011) in Euro gezeigt, und andererseits der reale Konsum pro Kopf, ebenfalls in konstanten Preisen und Euro. Das reale Prokopfeinkommen liegt im betrachteten Zeitraum aufgrund des nationalen Sparens (Ausgaben für Investitionen und Leistungsbilanzsaldo) zwischen 30% und 40% über dem realen Konsum.

**Abbildung 6: Die Entwicklung von realem Einkommen und realem Konsum pro Kopf in Deutschland 1990-2014**



**Quelle:** Penn World Tables 9.0 auf Basis der Reihen  $rgd\text{pna}$  (reales BIP zu konstanten nationalen Preisen),  $r\text{conna}$  (realer Konsum zu konstanten nationalen Preisen),  $\text{pop}$  (Bevölkerung). Eigene Umrechnung in Euro und Indizierung.

Seit 1990 hat das reale Prokopfeinkommen um circa 38% zugelegt; das entspricht einer durchschnittlichen jährlichen Zuwachsrate von 1,30%. Der reale Prokopfkonsum hat um circa 33% zugelegt; das entspricht einer durchschnittlichen jährlichen Zuwachsrate von 1,16%. Der rechte Teil von Abbildung 6 zeigt, dass seit 2001 der reale Konsum deutlich hinter der Entwicklung des realen Prokopfeinkommens zurückbleibt. Dieser Umstand spiegelt das Anwachsen des deutschen Leistungsbilanzüberschusses

wieder. Die Diskrepanz zwischen realen Einkommen und realem Konsum wird für die Betrachtung der Wohlfahrtswirkung von zunehmendem Handel relevant sein. Der reale Konsum ist ein nützliches Maß für den momentanen Nutzen; das reale Einkommen enthält hingegen auch Zukunftskonsum.

## 2.4 Weitere Vorgangsweise

In dieser Studie wird untersucht, welche relative Bedeutung dieser politischen Prozesse für die Dynamik der Offenheit der deutschen Volkswirtschaft gehabt haben. Das Handelswachstum, das ökonometrisch nicht auf die verschiedenen politischen Maßnahmen zurückzuführen ist, muss aus anderen Quellen stammen: aus technologischem Fortschritt im Logistik- oder Telekommunikationssektor (Stichwort: Digitalisierung), der die Kosten internationaler Transaktion gesenkt hat, aus dem schnelleren Wachstum der Auslandsmärkte relativ zum Heimatmarkt, aus Handelsabkommen von Drittstaaten untereinander, und aus den Effekten der unilateralen, autonomen Öffnung anderer Länder (z.B. Chinas, aber auch Indiens und Brasiliens, abseits von WTO-Verpflichtungen) zukommt.

Eine zweite Frage, die hier untersucht wird, ist, welche wohlfahrtsökonomischen Effekte die zunehmende Öffnung gezeitigt haben. Auch hier erlaubt unsere Vorgangsweise, die Rolle der Handelspolitik explizit zu machen.

Dabei gehen wir in drei Schritten vor: in einem ersten Schritt untersuchen wir mit Hilfe eines empirischen Gravitationsmodells, welche Effekte konkrete politische Integrationschritte wie der Eintritt Chinas in die WTO oder der Abschluss des Freihandelsabkommens mit Korea auf den Güter- und Dienstleistungshandel der EU Mitglieder, insbesondere Deutschlands, hatten. Diese partialanalytische Untersuchung gibt eine erste Indikation darüber, welche Integrationschritte und in welchem Ausmaß wirksam waren. Die Analyse erlaubt eine unverzerrte Bestimmung von Politikeffekten, unterstellt aber, dass makroökonomische Aggregate wie das BIP oder das Preisniveau unverändert bleiben. Damit ist noch keine Wohlfahrtsanalyse möglich.

In einem zweiten Schritt verwenden wir verschiedene allgemeine Gleichgewichtsmodelle, die alle die Eigenschaft haben, dass sie das im ersten Schritt geschätzte Gravitationsmodell als eine Gleichgewichtsbedingung hervorbringen, um kontrafaktische Analysen anzustellen. Die erste dieser Analysen vergleicht die tatsächlich beobachtbare Situation mit einem hypothetischen Zustand der Autarkie. Dabei kann nicht unterschieden werden, ob der beobachtete Offenheitsgrad nun auf politische oder technologische oder für Deutschland gänzlich exogene Veränderungen zurückzuführen ist. Die zweite Analyse unterstellt, dass einige oder alle der zwischen 1990 und 2016 erfolgten Liberalisierungsschritte rückgängig gemacht werden, und vergleicht das so

entstehende Gleichgewicht mit dem Status Quo. Dies erlaubt auf Basis aktueller Daten eine Quantifizierung der Wohlfahrtseffekte der Handelspolitik der letzten Jahrzehnte.

## 3 Die Wirkung von Handelspolitik auf die Offenheit: Partialanalytische Effekte

### 3.1 Spezifikation und Identifikation kausaler Effekte

Ein Schlüsselement für die Wohlfahrtsanalyse ist es, die Auswirkungen verschiedener Integrationsschritte der Handelsliberalisierung auf die sektoralen Handelsströme (Güter und Dienstleistungen) zu schätzen und von anderen Treibern des Handelswachstums (autonomes Wachstum der Volkswirtschaften, technologisch bedingte Veränderungen der Handelskosten) zu unterscheiden.

Anhand des Gravitationsmodells von Head und Mayer (2014) nehmen wir eine ökonometrische Untersuchung der Globalisierungsschritte und deren Integrationsbemühungen vor. Das empirische Standardmodell zur Erklärung bilateraler Handelsströme zeigt, dass die Importe eines Landes aus einem anderen Land von der ökonomischen Größe der beiden Länder (ihrer jeweiligen Bruttoinlandsprodukte), von den bilateralen Handelskosten und von den multilateralen Handelskosten abhängen. Dabei wird typischerweise eine sehr umfassende Definition von Handelskosten verwendet. Diese enthalten neben den direkten Kosten von Handelspolitik, wie zum Beispiel den Zöllen, auch die Kosten nicht-tarifärer Barrieren und andere Handelshemmnisse, die politisch nicht gestaltbar sind (zum Beispiel geographische, sprachliche und kulturelle Distanz, gemessen durch geographische Variablen, das Vorliegen gemeinsamer Sprache oder eine gemeinsame koloniale Vergangenheit).

Wir folgen dem Standard-Gravitationsmodell (Head und Mayer, 2014) und untersuchen die Auswirkungen der Europäischen Union, der Eurozone, des Schengen-Abkommens und anderer Freihandelsabkommen, sowie der Beitritte Chinas und Russlands zur Welthandelsorganisation auf den Außenhandel durch ein nicht-lineares Modell der Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methode, die die Nullen in der Handelsmatrix mitbetrachtet (siehe hierzu Santos Silva und Tenreyro, 2006). Die Grundspezifikation der PPML-Schätzung lautet wie folgt:

$$M_{ijt} = \exp[\alpha_1 EU_{ijt} + \alpha_2 EURO_{ijt} + \alpha_3 S_{ijt} + \alpha_4 FHA_{ijt} + \alpha_5 WTO\ CHN_{ijt} + \alpha_6 WTO\ RUS_{ijt} + v_{it} + v_{jt} + v_{ij}] + \varepsilon_{ijt}$$

$M_{ijt}$  ist das Level der bilateralen Importe von Land  $i$  aus Land  $j$  im Jahr  $t$ . Um den Einfluss der entsprechenden Abkommen zu identifizieren, nutzen wir Indikatorvariablen, die den Wert 1 annehmen, wenn ein Abkommen zwischen dem Handelspaar in Kraft ist, ansonsten Null.  $EU_{ijt}$  bestimmt, ob beide Länder eines Handelspaares Mitglieder



der EU sind. Für Deutschland schätzen wir in einer Variante des Modells außerdem einen EU27 Effekt (ohne Deutschland) und einen symmetrischen Effekt der Mitgliedschaft Deutschlands in der EU. Wenn beide Länder eines Paares Mitglieder im Euroraum sind, so nimmt die Variable  $EURO_{ijt}$  den Wert 1 an, ansonsten Null. Auch hier gibt es in einer Variante einen spezifischen Deutschlandeffekt des Euro. Die Effekte einer Mitgliedschaft im Schengenraum identifizieren wir über die Anzahl der Schengen-internen Grenzen  $S_{ijt}$  (siehe dazu Felbermayr et al., 2017a). Wir schätzen den Effekt regionaler Handelsabkommen durch eine Indikatorvariable  $FHA_{ijt}$ . Diese nimmt den Wert von 1 an, wenn das Länderpaar ein Freihandelsabkommen besitzt. Wieder schätzen wir auch den Effekt der Handelsabkommen für Deutschland. Dabei nehmen wir Deutschland aus dem Indikator für die Freihandelsabkommen heraus und schätzen den Koeffizienten separat. Der Effekt des EU-Korea Freihandelsabkommens aus dem Jahr 2011 ist von besonderem Interesse, da dieses Abkommen eines der tiefgreifenden und umfassendsten Handelsabkommen der letzten Jahre darstellt, das bereits in den Handelsdaten sichtbar wird. Dabei nehmen wir erst das Abkommen aus der Indikatorvariable für alle weiteren FHA heraus und schätzen dann sowohl den Effekte für die gesamte EU, als auch einen Effekt für die EU27 und Deutschland separat (DEU KOR). Die Beitritte Chinas (2001) und Russlands (2012) zur WTO und damit eine Öffnung der Länder hin zu mehr Freihandel im Multilateralen System betrachten wir über Indikatorvariablen. Wie schon bei den vorherigen Integrationsschritten interessiert uns insbesondere der Effekt auf Deutschland. Für China betrachten wir den deutschlandspezifischen symmetrischen Effekt, also auch den asymmetrischen Effekt auf die chinesischen Importe nach Deutschland – diese sind gleichbedeutend mit den deutschen Exporten nach China – also auch die deutschen Importe nach China – gleichbedeutend mit den Chinesischen Exporten nach Deutschland. Der Beitritt Russlands liegt weniger lange zurück und ist damit weniger stark in den Daten vertreten. Hier gehen wir nur auf den symmetrischen Effekt zwischen Russland und Deutschland ein.

Wir kontrollieren für die Marktgröße des Ziellandes und des Ursprungslandes, sowie für Multilaterale Resistenzterme (Anderson und van Wincoop, 2003) mit Hilfe von zeitvarianten Länder-fixen Effekten  $\nu_{it}$  und  $\nu_{jt}$ . Zusätzlich kontrollieren wir in allen Regressionen für bilaterale Länderspezifika  $\nu_{ij}$ , die alle zeitinvarianten bilateralen Determinanten von Handel wie Distanz, Vorhandensein einer gemeinsamen Grenze oder historische Determinanten der Handelskosten beinhalten. Die Inklusion dieser bilateralen fixen Effekte ist zentral, um kausale Effekte der Politikmaßnahmen auf den Handel zu identifizieren (Baier und Bergstrand, 2007). Instrumentenvariablenschätzer wurden in der Literatur zwar mehrfach vorgeschlagen, bisher aber ohne großen Erfolg (Head und Mayer, 2014).  $\varepsilon_{ijt}$  stellt den Fehlerterm dar.

Die Spezifikation hat den Nachteil, dass die Effekte multilateraler oder unilateraler Handelsliberalisierung nicht separat geschätzt werden können; diese bleiben in den

länder- und zeitspezifischen fixen Effekten verborgen. Die multilaterale Liberalisierungen würden schon in einem einfachen Zeittrend abgefangen werden, weil alle Länder in unserem Sample WTO Mitglieder sind (jedenfalls am Ende der betrachteten Periode), und der einfache Zeittrend ist in den länderspezifischen Dummies perfekt genet. Unilaterale Liberalisierungen lassen sich nicht von anderen länderspezifischen Einflussfaktoren trennen, und sind daher auch in diesen Termen enthalten.

Die ökonometrische Vorgehensweise lässt sich wie folgt zusammenfassen: Wir verwenden das Gravitationsmodell, um die Einflussfaktoren auf den Handel zwischen verschiedenen Handelspartnern möglichst gut zu modellieren. Damit gelingt es, dem kausalen Effekt der Europäischen Union, der Währungsunion, des Schengen Abkommens und der weiteren regionalen Handelsabkommen, sowie der wichtigen WTO Beitritte der letzten Jahre nahe zu kommen. Eine wichtige Rolle spielen sogenannte Indikatorvariablen, die den Vorteil haben, auch unbeobachtbare oder schwer quantifizierbare Einflussfaktoren abzubilden, so zum Beispiel die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung oder das Niveau bilateraler Handelsbarrieren. Wie in der Literatur (z.B., Head und Mayer, 2014) empfohlen, schätzen wir für ein Aggregat der Güter- und Dienstleistungssektoren eine nicht-lineare Regression (so genannte Poisson-Modelle) mit fixen Effekten für Länderpaare und Indikatoren für Jahre separat. Zudem schätzen wir separate Regressionen für die je fünf wichtigsten Waren- und Dienstleistungssektoren Deutschlands. Diese ermitteln wir über die Volumina der Summe der Importe und Exporte Deutschlands. Die größten Sektoren eines Landes beschreiben in der Regel die Effekte der Integrationsschritte maßgeblich. Die Europäische Union, die Eurozone, weitere Freihandelsabkommen und WTO Beitritte werden dabei als Indikatorvariablen abgebildet. Für das Schengen-Abkommen verwenden wir in Anlehnung an Felbermayr et al. (2017a) eine geographische Zählvariable, die die Schengen-internen Grenzen über den Landverkehr registriert (Schengen = [1, 2, ..., 8]). Die allgemeine Wettbewerbssituation und -fähigkeit der Länder, sowie die multilateralen Resistenzterme werden durch zeitvariante Importeur- und Exporteur-fixe Effekte aufgefangen.

## 3.2 Daten

Für die empirische Analyse, und später auch für die kontrafaktische Analyse im allgemeinen Gleichgewicht nutzen die beiden World Input-Output Database (WIOD) Release 2013 und 2016 von Timmer et al. (2015). Diese bieten sektorale Produktionswerte, sektorale Wertschöpfungsinformationen und bilateralen End- und Zwischengüterhandel mit Erzeuger- und Verbraucherpreisen für Waren- und Dienstleistungssektoren. So können wir bilaterale Input-Output-Tabellen und Wertschöpfungsniveaus konstruieren. Das 2013 Release erfasst 39 Länder und den Rest der Welt (RoW) als Aggregat für die Jahre 1995 bis 2011. Es unterscheidet 35 Sektoren. Wir aggregieren diese auf die von Costinot und Rodriguez-Clare (2014) beschriebenen 31 Wirtschaftszweige (siehe

Tabelle 8 im Anhang). Die Aggregation betrifft vor allem Dienstleistungssektoren. In den landwirtschaftlichen Sektoren und im Verarbeitenden Gewerbe wird der sektorale Detailgrad aufrechterhalten. Die Daten des Release 2016 beschreiben 43 Länder und den Rest der Welt (RoW) als Aggregat für die Jahre 2000 bis 2014. WIOD unterscheidet hier 56 Sektoren. Wieder aggregieren wir diese auf die 31 Wirtschaftszweige von Costinot und Rodriguez-Clare (2014). Der aktuelle WIOD Datensatz bietet die neuesten Daten, die in harmonisierter Form für Güter- und Dienstleistungstransaktionen zur Verfügung stehen und die mit den Input-Output-Tabellen der unterschiedlichen Länder kompatibel sind.<sup>5</sup>

Informationen zu regionalen Handelsabkommen stammen von der WTO. Die Daten über den sukzessiven Beitritt der Länder zum Schengener Abkommen stammen von der Europäischen Kommission, ebenso wie die Beitrittsdaten zur Europäischen Union oder dem Euroraum. Um die Anzahl der Schengen-internen Grenzen zu zählen kombinieren wir GIS-Daten mit Informationen von Google Maps (siehe Felbermayr et al., 2017a). Die oft beklagte Geometrie Europas ist ein Vorteil für die ökonometrische Identifikation. Es erlaubt uns, die verschiedenen Effekte der EU, der Eurozone, der Mitgliedschaft im Schengen Abkommen und anderer Handelsabkommen (z.B. EU-Korea) zu identifizieren. Dies ist wichtig, um die Integrationsschritte der Europäischen Union im Detail zu verstehen. Zudem gehören nicht alle EU-Mitglieder zum Schengenraum oder der Eurozone. Darüber hinaus sind nicht alle Mitglieder der Eurozone Teil des Schengen-Abkommens und umgekehrt, und sie haben die Vereinbarung zu verschiedenen Zeiten ratifiziert. Wir nutzen die Elastizitäten von Felbermayr et al. (2017b) für die jeweiligen Warenausgaben und eine Elastizität von 1,559 für die Dienstleistungen.<sup>6</sup>

Alle weiteren benötigten Daten zur Simulation des allgemeinen Gleichgewichts stammen aus den Schätzungen des Gravitätsmodells.

<sup>5</sup> Ein alternativer Datensatz ist jener des Global Trade Analysis Project (GTAP) 9.1 (siehe Narayanan et al., 2015). Diese Datenbank steht für die Jahre 2004, 2007 und 2011 zur Verfügung. Die GTAP Daten haben den Vorteil, dass mit 140 Regionen und 57 Sektoren die globalen Wertschöpfungsketten noch genauer abbilden können. Allerdings sind sie weniger aktuell, mit höheren Messfehlern belastet und die Abwesenheit von kontinuierlichen Jahresdaten macht die ökonometrische Schätzung unmöglich. Die schon weiter oben genannte EORA Datenbank (Lenzen, 2013) ist auch keine Alternative, weil sehr viele bilaterale Handelsströme konstruiert sind und nicht den tatsächlich gemessenen Werten entsprechen.

<sup>6</sup> Die Elastizität des Dienstleistungshandels berechnen wir nach dem Ansatz von Egger et al. (2012). Dabei setzen wir deren Elastizität des Dienstleistungshandels relativ zu unserer geschätzten Elastizität des Güterhandels aus der Gravitationsgleichung. Egger et al. (2012) verwenden  $\theta = \theta_G - \theta_S$ , so dass in unserem Fall  $\theta_S = 1,559 = 3,584 - 2,026$  mit einem relativen Standardfehler von  $1.106 = 0.95 / 0.86$ .

### 3.3 Aggregierte Ergebnisse

Die Ergebnisse der Gravitationsregressionen in einem aggregierten Modell für den Waren- und den Dienstleistungshandel sind in Tabelle 1 und Tabelle 2 aufgeführt. Die Koeffizienten in Grundspezifikation (1) geben näherungsweise den prozentualen Zu-  
gewinn des bilateralen Handels aufgrund der Europäischen Union, der Eurozone, des Schengen-Abkommens und andere Handelsabkommen (FHA), sowie den Beitritts Chinas zur Welthandelsorganisation (WTO) im Dezember 2001 und Russlands im August 2012 an. In den Spezifikationen (2) bis (8) schlüsseln wir bestimmte Integrationsabkommen, wie die Europäische Union, den Euro, Freihandelsabkommen im allgemeinen oder auch das EU-Korea-Abkommen aus dem Jahr 2011, sowie die WTO Mitgliedschaft Chinas und Russlands weiter auf. Wir gehen dabei insbesondere auf die Auswirkungen auf die deutsche Volkswirtschaft ein.

Die Schätzungen basieren auf jährlichen Daten von 2000 bis 2014. Durch die Verwendung bilateraler fixer Effekte wird implizit für alle unveränderlichen Determinanten des Handels zwischen zwei Ländern kontrolliert, genauso wie für bereits bestehende Handelsabkommen vor dem Jahr 2000, und allen Länderpaarkombinationen, die vor diesem Zeitraum Mitglieder der Europäischen Union, der Eurozone, eines Freihandelsabkommens oder der WTO waren. Die Koeffizienten für die Anzahl der Schengen-Grenzen, die EU, die Eurozone oder andere Handelsabkommen sind also relativ zu einer kontrafaktischen Situation zu verstehen, in der es sich bei den gezählten Grenzen um Nicht-Schengen-Grenzen handelt, bzw. im Länderpaar nicht beide Mitglieder der EU oder der Eurozone sind oder keine Handelsabkommen bestehen.

Die Koeffizienten zeigen, dass eine beidseitige Mitgliedschaft in der Europäischen Union den Warenhandel in einer aggregierten Regression zwischen 2000 und 2014 im Durchschnitt um 59,9%<sup>7</sup> erhöhte, während die Dienstleistungen im selben Zeitraum um 75,1% stiegen. Damit wird sehr deutlich, dass die Abschaffung der Zölle und die Vereinheitlichung der Standards durch die Europäische Union einen klar positiven Einfluss auf den bilateralen Handel haben. Ein umfassender Rückbau von Zöllen und Standards – und damit die Wiedereinführung protektionistischer Maßnahmen – würde ein Land entsprechend schlechter stellen. In der einschlägigen Literatur finden sich zu den Handelseffekten der EU und regionaler Handelsabkommen je nach Schätzmethode Ergebnisse in ähnlicher Größenordnung.

<sup>7</sup> Diese Effekte werden aus den geschätzten Koeffizienten  $\alpha$  mit Hilfe der Transformation  $100\% \times (\exp(\alpha) - 1)$  berechnet.

Tabelle 1: Aggregierte Ergebnisse, Warenimporte, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
		EU	Euro	FHA	Korea	Korea	RUS	China
EU	0,470*** (0,07)		0,470*** (0,07)	0,484*** (0,06)	0,403*** (0,08)	0,403*** (0,08)	0,472*** (0,07)	0,472*** (0,07)
Euro	0,088** (0,04)	0,088** (0,04)		0,088** (0,04)	0,089** (0,04)	0,089** (0,04)	0,088** (0,04)	0,088** (0,04)
Schengen	0,086*** (0,01)	0,086*** (0,01)	0,086*** (0,01)	0,086*** (0,01)	0,086*** (0,01)	0,086*** (0,01)	0,086*** (0,01)	0,086*** (0,01)
FHA	0,098* (0,05)	0,098* (0,05)	0,098* (0,05)		0,030 (0,07)	0,030 (0,07)	0,099* (0,05)	0,099* (0,05)
EU-Korea					0,305*** (0,06)			
WTO CHN	0,616*** (0,06)	0,616*** (0,06)	0,616*** (0,06)	0,617*** (0,06)	0,628*** (0,06)	0,628*** (0,06)	0,864*** (0,05)	0,570*** (0,06)
WTO RUS	0,114*** (0,04)	0,114*** (0,04)	0,114*** (0,04)	0,115*** (0,04)	0,115*** (0,04)	0,115*** (0,04)		0,115*** (0,04)
<b>Effekte bestimmter Politiken auf Importe</b>								
Andere Länder		0,469*** (0,06)	0,072* (0,04)	0,094* (0,05)		0,318*** (0,07)	0,111** (0,05)	0,570*** (0,06)
Deutschlands		0,472*** (0,09)	0,107** (0,05)	0,137* (0,08)		0,272** (0,13)	0,133*** (0,03)	0,909*** (0,07)
Chinas								0,799*** (0,08)

**Hinweis:** \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.735.

Im Allgemeinen sind die handelsschaffenden Effekte von Freihandelsabkommen, dazu zählt auch die EU, in PPML-Schätzungen systematisch größer als unter der Methode der kleinsten Quadrate (siehe dazu Santos Silva und Tenreyro, 2006). Bergstrand et al. (2015) schätzen einen Handelseffekt im Warenhandel je nach Schätzmethode zwischen 66% und 157%. Der Effekt von Freihandelsabkommen in Dai et al. (2014) liegt bei 57,3%. Head und Mayer (2014), Tabelle 3, zeigen in einer Meta-Analyse, dass Freihandelsabkommen im Median zu 60% (im arithmetischen Mittel zu 80%) mehr Waren-

handel führen.<sup>8</sup> Die Größe der jeweiligen Effekte hängt von der betrachteten Stichprobe, dem Zeitraum und der empirischen Schätzmethode ab.

Die Schaffung des Euros hat den Warenhandel um 9,2% und den Dienstleistungshandel um 15,4% gesteigert. Die einschlägige Literatur findet zu Währungsunionen sehr unterschiedliche Ergebnisse. Diese bewegen sich zwischen 0% und 40% (siehe hierzu Micco et al., 2003; Flam und Nordström, 2006; Baldwin und Taglioni, 2007; Bun und Klaassen, 2007; Berger und Nitsch, 2008; Bergin und Lin, 2012; und Camarero et al., 2014). Die heterogenen Ergebnisse können laut Baldwin et al. (2008) auf die Verwendung misspezifizierter Modelle zurückgeführt werden. Durch eine ökonometrische Spezifikation auf den neusten Methoden und die Einbeziehung der weiteren Integrationssschritte der europäischen Union befinden sich unsere Schätzer eher am unteren Ende – vergleichbar denen in der neueren Literatur zu den Effekten des Euroraums. Ein weiterer europäischer Integrationssschritt ist das Schengen Abkommen, das zwei Mitgliedsstaaten erlaubt an ihren Schengen-internen Grenzen im Unterschied zu externen Grenzen keine Personenkontrollen durchzuführen. Dies reduziert auch die Handelskosten und führt zu einem Anstieg im Warenhandel um 9,0% und in Dienstleistungen um 7,0%. Diese Handelseffekte sind ähnlich denen in Felbermayr et al. (2017a). Insgesamt liegen diese deutlich unter früheren Schätzungen der Literatur, die handelserschaffende Integrationssschritte der Europäischen Union entweder nicht berücksichtigt hatten und/oder das Schengen Abkommen durch eine Indikatorvariable gemessen hatten, welche die geographische Komponente nicht berücksichtigt.

Neben der Europäischen Union führen alle weiteren Freihandelsabkommen im betrachteten Zeitraum zu einer Erhöhung im Warehandel um 10,3%. Die Auswirkungen auf die Dienstleistungsimpote betragen 5,4%, letztere sind jedoch statistisch nicht signifikant. Der Beitritt Chinas zur WTO im Dezember 2001 hatte eine immense Bedeutung für den Welthandel und den Globalisierungsprozess Anfang des 21. Jahrhunderts, er führte zu einem Anstieg des Warenhandels um 85,2% und um 52,8% in den Dienstleistungssektoren. Im Gegensatz dazu war der Beitritt Russlands zur WTO im August 2012 nicht bedeutend genug. Der Warenhandel stieg um nur 12,1%. Der Dienstleistungshandel hat sogar leicht an Bedeutung verloren (-15,5%). Die lange Verhandlung des Russischen WTO Beitritts führt zu Antizipations- und Vorzieheffekten, so dass der tatsächliche Beitritt Russlands kaum einen Einfluss auf den Welthandel ausübt. Zudem ist zu bedenken, dass die Sanktionen des Westens und das Embargo Russlands in Folge der Ukrainekrise seit Anfang 2014 den Nutzen der Mitgliedschaft des Landes in der WTO deutlich reduziert hat; eine Normalisierung der Beziehungen könnte die Impote wieder auf ein Vorkrisenniveau ansteigen lassen.

<sup>8</sup> Für die EU finden sie im Median einen Handelseffekt von 26% (im arithmetischen Mittel 15%). Dieser ist jedoch mit einer relativ großen Standardabweichung verbunden.

In Spezifikation (2) betrachten wir explizit den symmetrischen Effekt der Mitgliedschaft Deutschlands in der EU. Der deutsche bilaterale Warenhandel mit neuen EU Mitgliedern (insb. durch die Osterweiterung) konnte um 60,3% gesteigert werden; der deutsche Dienstleistungshandel stieg um 54%. Alle EU27 Staaten untereinander haben ihren bilateralen Warenhandel um 59,8% und ihren Dienstleistungshandel um 82,7% gesteigert. Spezifikation (3) betrachtet den deutschlandspezifischen Euro Effekt. Im Warenhandel konnten deutsche Europaare ihren Handel relativ zu den anderen Euro Staaten deutlich steigern, um 11,3% relativ zu 7,4%. Deutschland hat damit im Warenhandel stärker als alle anderen Euromitglieder von der gemeinsamen Währung profitiert. Im Dienstleistungshandel ist dieses Muster nicht zu erkennen. Hier haben die Eurostaaten (außer Deutschland) ihren Handel um 21,2% gesteigert, wohingegen für Deutschland kein signifikanter Euro Effekt nachzuweisen ist. Spezifikation (4) unterscheidet die Effekte von FHA für Deutschland. Der deutsche Warenhandel ist durch Freihandelsabkommen um 14,7% zwischen 2000 und 2014 angestiegen, alle anderen Mitgliedsstaaten dieser Freihandelsabkommen konnten ihren Warenhandel im selben Zeitraum im Durchschnitt um 9,8% steigern. Bei den Dienstleistungen fällt dies noch deutlicher zu Gunsten von Deutschland aus. Der bilaterale Dienstleistungshandel Deutschlands mit Partnern innerhalb eines Freihandelsabkommens ist um 25,7% gestiegen, alle anderen Freihandelspaare weisen keine signifikanten Effekte aus. Damit haben Deutschland und seine Handelspartner deutlich vom Abschluss weiterer Freihandelsabkommen in der betrachteten Periode profitiert. Besonders interessant ist das bis dato ambitionierteste Freihandelsabkommen der EU mit einem anderen Staat, welches sowohl den Waren- als auch den Dienstleistungshandel betrifft. Dieses besteht mit Südkorea seit dem Jahr 2011 und ist somit im betrachteten Zeitraum bereits enthalten. In Spezifikation (5) und (6) behandeln wir dieses daher in der Schätzung separat von allen weiteren FHA. Das EU-Südkorea Abkommen dominiert die Effekte der Freihandelsabkommen sowohl für Waren als auch Dienstleistungen. Das Abkommen hat die Warenimporte zwischen den EU Staaten und Korea um 35,6% und die Dienstleistungsimporte um 35,5% erhöht (vgl. Spezifikation (5)). Die spezifischen Deutschlandeffekte finden sich in Spezifikation (6). Im Warenhandel haben die EU27 Staaten ohne Deutschland im Durchschnitt eine etwas höhere Handelsschaffung mit Korea (37,4%) als Deutschland (31,3%). Im Dienstleistungshandel weist das Handelspaar Deutschland-Korea im Durchschnitt denselben Effekt wie alle weiteren 27 EU Mitglieder mit Korea auf (35,5%).

Tabelle 2: Aggregierte Ergebnisse, Dienstleistungen, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Dienstleistungsimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	EU	Euro	FHA	Korea	Korea	RUS	China	
EU	0,560*** (0,07)		0,560*** (0,07)	0,597*** (0,06)	0,478*** (0,07)	0,478*** (0,07)	0,561*** (0,07)	0,561*** (0,07)
Euro	0,143** (0,06)	0,144** (0,06)		0,144** (0,06)	0,143** (0,06)	0,143** (0,06)	0,143** (0,06)	0,143** (0,06)
Schengen	0,068*** (0,02)	0,067*** (0,02)	0,068*** (0,02)	0,067*** (0,02)	0,068*** (0,02)	0,068*** (0,02)	0,068*** (0,02)	0,068*** (0,02)
FHA	0,053 (0,06)	0,053 (0,06)	0,053 (0,06)				0,054 (0,06)	0,054 (0,06)
WTO CHN	0,424*** (0,09)	0,424*** (0,09)	0,424*** (0,09)	0,424*** (0,09)	0,430*** (0,09)	0,430*** (0,09)	0,378*** (0,09)	0,378*** (0,09)
WTO RUS	-0,169** (0,08)	-0,169** (0,08)	-0,169** (0,08)	-0,169** (0,08)	-0,169** (0,08)	-0,169** (0,08)		-0,169** (0,08)
<b>Effekte bestimmter Politiken auf Importe</b>								
Andere Länder		0,603*** (0,07)	0,192*** (0,07)	0,042 (0,06)	-0,029 (0,07)	0,304*** (0,06)	-0,146* (0,09)	0,378*** (0,09)
Deutschlands		0,432*** (0,09)	-0,019 (0,09)	0,229*** (0,09)	0,304*** (0,06)	0,304* (0,17)	-0,358*** (0,11)	0,637*** (0,11)
Chinas								0,590*** (0,10)

**Hinweis:** \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.735.

Um die beiden größten Erweiterungen der WTO on den letzten Jahren tiefergehend zu betrachten Schlüsseln wir diese Effekte für Deutschland weiter auf. In Spezifikation (7) untersuchen wir die symmetrischen Effekte für die Handelspaare China – Deutschland und Russland – Deutschland zusätzlich zu den allgemeinen WTO Beitritts-effekten dieser Länder (ohne Deutschland als Handelspaar). Im Warenhandel hat Deutschland überproportional im Vergleich mit den anderen WTO Mitgliedsstaaten vom Beitritt Chinas profitiert. Der deutsch-chinesische Warenhandel stieg im besagten Zeitraum um 137,3%, für alle WTO-China Paare ohne Deutschland um 76,6%. Dies trifft auch auf den Dienstleistungshandel zu 83,7% versus 45,9%. Auch vom Russischen Beitritt zur WTO konnte Deutschland profitieren. Der Warenhandel stieg um 14,2%, alle anderen WTO Mitglieder konnten den Warenhandel mit Russland um 11,7% steigern. Im Dienstleistungshandel hat Deutschland durch den russischen Beitritt hingegen auch überproportional verloren, -30% versus -13,6%. Spezifikation (8) unterscheidet den Chine-



sischen Beitritt zur WTO in einen asymmetrischen Deutschlandeffekt – wir differenzieren zwischen deutschen Importen und Exporten aus und nach China. Während China durch den WTO Beitritt seine Warenexporte nach Deutschland um 148,2% steigern konnte, profitierten deutsche Warenexporte nach China etwas weniger aber immer noch sehr deutlich um 122,3%. Ein ähnliches Bild ergibt sich bei den Dienstleistungen. China steigerte seine Exporte nach Deutschland um 89,1%, und Deutschland die Dienstleistungsexporte nach China um 80,4%.

### 3.4 Sektorale Ergebnisse

In einem nächsten Schritt stellen wir die Ergebnisse der Gravitationsregressionen für die einzelnen Sektoren dar. Hervorgehoben werden die wichtigsten fünf Warenspektoren und die größten fünf Dienstleistungssektoren Deutschlands anhand des gesamten Import- und Exportwertes. Alle weiteren Waren- und Dienstleistungssektoren werden jeweils in einem Aggregat für Waren und Dienstleistungen zusammengefasst. Für alle Determinanten finden wir eine wesentliche Heterogenität in den Top fünf Waren- und Dienstleistungssektoren. Dadurch wird deutlich, dass die Effekte der einzelnen Globalisierungs- und Handelsintegrationsschritte sehr unterschiedlich auf die einzelnen Sektoren wirken. Die vollständigen Ergebnisse führen wir im Appendix Tabelle 9 bis Tabelle 20 auf.

Die Handelseffekte der Europäischen Union, des Schengenabkommens und der Freihandelsabkommen werden vor allem durch die fünf wichtigsten Warenspektoren Deutschlands getrieben. Insbesondere die Deutschland spezifischen Effekte dieser Integrationsschritte sind in den Warenspektoren Fahrzeuge und andere Beförderungsmittel, Grundmetalle und verarbeitete Metalle, chemische und pharmazeutische Erzeugnisse, Maschinenbau und elektrische Maschinen, elektronische und optische Waren vorhanden und deutlich stärker als der Durchschnittseffekt im Aggregat. Der Handelseffekt der EU für Deutschland liegt zwischen 106,1% bei chemischen und pharmazeutischen Erzeugnissen und 67,0% bei elektrischen Maschinen, elektronischen und optischen Waren. Am niedrigsten ist der Effekt im Aggregat aller anderen Warenspektoren (29,0%). Eine gemeinsame Mitgliedschaft in der Eurozone war nur in den Sektoren Grundmetalle und verarbeitete Metalle und dem Aggregat aus allen anderen Warenspektoren vorteilhaft. Für Deutsche Handelspaare finden wir einen handelssteigernden Effekt von 16,0% für Grundmetalle und verarbeitete Metalle.

Bei Freihandelsabkommen liegt der spezifische Deutschlandeffekt zwischen 70,5% bei Fahrzeugen und anderen Beförderungsmitteln und 8,4% bei elektrischen Maschinen, elektronischen und optischen Waren. Für das EU Korea Abkommen finden wir statistisch signifikante Handelseffekte für deutsche Paare zwischen 86,3% im chemischen und pharmazeutischen Sektor und 41,6% im Maschinenbau.

Der WTO Beitritt Chinas hat vor allem dem deutsch-chinesischen Fahrzeugbau und anderen Beförderungsmitteln sowie dem Maschinenbau genutzt, mit Handelssteigerungen von bis zu 377,8% und 299,5%. Den geringsten Effekt weisen Grundmetalle und verarbeitete Metalle mit 194,4% auf. Diese starken Handelseffekte sind vor allem durch chinesische Exporte nach Deutschland getrieben. Im Maschinenbau sind die deutschen Exporte nach China genauso stark gestiegen wie die chinesischen Exporte nach Deutschland (rund 300%). Bei elektrischen Maschinen, elektronischen und optischen Waren übersteigt der Anstieg der deutschen Exporte nach China aufgrund des WTO Beitritts Chinas (189,2%) sogar den der chinesischen Exporte nach Deutschland (77,5%). Russlands Beitritt zur WTO im Jahr 2012 hat vor allem deutsch-russischen Handelspaaren in den Sektoren Fahrzeuge und andere Beförderungsmittel (53,1%), chemische und pharmazeutische Erzeugnisse (27,8%), Maschinenbau (23,7%) und elektrische Maschinen, elektronische und optische Waren (18,7%) genutzt.

Die Handelseffekte in Dienstleistungen werden zum Großteil ebenfalls durch die der fünf wichtigsten deutschen Dienstleistungssektoren wiedergespiegelt. Die Effekte zeigen sich in der Vermietung und anderen Geschäftsdienstleistungen, der Finanz- und Versicherungsbranche, der öffentlichen Verwaltung, Verteidigung, Sozialwesen und anderen Dienstleistungen, dem Großhandel, dem Baugewerbe aber auch dem Aggregat aus allen weiteren Dienstleistungssektoren.

Die Handelsschaffung der EU bewegt sich in den Top 5 Sektoren zwischen 197,1% im Großhandel und 56,7% in der öffentlichen Verwaltung, Verteidigung, Sozialwesen und anderen Dienstleistungen. Deutschland profitiert von der EU zwischen 144,2% im Großhandel und 64,4% im Baugewerbe. Die Eurozone zeigt starke handelsschaffende Effekte für die Finanz- und Versicherungsbranche (80,9%) und den Großhandel (19,0%).<sup>9</sup> Für Deutschland sind die Effekte über die Sektoren stark heterogen. Der deutsche Handel im Finanz- und Versicherungswesen stieg aufgrund der Euromitgliedschaft um 101,4%, wohingegen alle anderen Dienstleistungssektoren deutschlandspezifische statistisch insignifikante oder negative Ergebnisse aufweisen. Der stärkste negative Effekt findet sich im Baugewerbe mit -41,9%. Die Mitgliedschaft im Schengenraum zeigt im Allgemeinen positive Handelseffekte für den Großhandel (22,0%) und die Vermietung und anderen Geschäftsdienstleistungen (14,7%) auf.

Freihandelsabkommen fördern den deutschen Handel im Baugewerbe (113,4%) dem Großhandel (81,1%) und der Vermietung und anderen Geschäftsdienstleistungen (31,3%), wohingegen der deutsche Dienstleistungshandel im Finanz- und Versiche-

<sup>9</sup> Für die öffentlichen Verwaltung, Verteidigung, Sozialwesen und anderen Dienstleistungen weist die Eurozone negative Handelseffekte von 16,7 % auf. Für alle anderen Dienstleistungssektoren sind die Euro Effekte statistisch nicht signifikant.

rungswesen oder der öffentlichen Verwaltung, Verteidigung, Sozialwesen und anderen Dienstleistungen nicht nachweislich von FTA profitieren konnten. Interessanterweise spielt das EU-Korea Abkommen nicht nur für den deutschen Großhandel (51,4%) und die Vermietung und anderen Geschäftsdienstleistungen (51,32%), sondern auch gerade für Finanz- und Versicherungsdienstleistungen (38,7%) eine handelsschaffende Rolle.

Der Beitritt Chinas zur WTO spielt für den Dienstleistungshandel, im Gegensatz zum Beitritt Russlands, eine handelsschaffende Rolle, wobei auch hier Heterogenität über die Sektoren besteht. Für Deutschland zeigt sich, dass vor allem die deutschen Exporte von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen nach China überproportional mit einer Steigerung um 463,5% profitiert haben, allerdings von sehr kleinen Ausgangsniveaus aus. Aber auch der deutsche Großhandel und weitere Dienstleistungssektoren konnten ihre Handelsvolumina nach China um 99,0% und 71,4% respektive steigern. Die chinesischen Exporte nach Deutschland haben durch den WTO Beitritt vor allem im Großhandel und Baugewerbe deutlich zugelegt.

Die in diesem Abschnitt gezeigten Handelseffekte sind partialanalytischer Natur. Sie messen den direkten Effekt bestimmter Maßnahmen auf den bilateralen Handel, ignorieren aber alle Effekte des allgemeinen Gleichgewichts. So bleiben Handelsumlenkungseffekte, die sich durch die Veränderung der so genannten multilateralen Resistenzterme ergeben, unberücksichtigt. Auch die weitere Handelsschaffung durch die von höheren Handelsvolumina ausgelösten Wachstumseffekte ist nicht in den ökonomisch festgestellten Effekten enthalten. Schließlich fehlt die Quantifizierung der Effekte der Handelspolitik Dritter. Um diese Probleme zu vermeiden, verwenden wir in den nächsten Abschnitten Modelle des allgemeinen Gleichgewichtes, die Gravitationsgleichungen der Form, wie wir sie geschätzt haben, besitzen.

## 4 Kontrafaktische Analyse: Quantifizierung der Handelsgewinne

### 4.1 Vorbemerkungen

In diesem Abschnitt wollen wir die Wohlfahrtseffekte von Handelsliberalisierung quantifizieren. Im Fokus steht dabei nicht eine bestimmte außenhandelspolitische Maßnahme wie z.B. die Schaffung oder Erweiterung des EU-Binnenmarktes, sondern die Gesamtheit der Bestrebungen, internationalen Handel zu erleichtern. Die Quantifizierung umfasst auch Effekte von handelspolitischen Maßnahmen, an denen Deutschland nicht direkt beteiligt ist, sondern die auf Deutschland indirekt als "Drittland" wirken (wie etwa der Abschluss des NAFTA-Abkommens zwischen den USA, Kanada und Mexiko), und aller anderen Vorgänge, die die Offenheit des Landes beeinflussen.

Die Wohlfahrtseffekte von Handelsliberalisierung (oder protektionistischen Maßnahmen) lassen sich ohne Kenntnis der genauen handelspolitischen Maßnahmen quantifizieren, indem man sich die Änderungen in den Handelsanteilen betrachtet. Insbesondere lassen sich die Wohlfahrtseffekte aus den Änderungen im Anteil der Ausgaben, der für heimisch produzierte Güter und Dienstleistungen ausgegeben wird, ableiten. Diese Anteile (bzw. deren Änderungen) lassen sich aus Input-Output-Tabellen ableiten, die international konsistent sind, und mit Informationen über bilaterale Handelsströme angereichert werden. Zudem braucht man ein theoretisches "Modell", mit dessen Hilfe die beobachtbaren Änderungen in Handelsanteilen in Wohlfahrtseffekte "übersetzt" werden.

Wir unterstellen Modellvarianten, die in die Klasse der neuen quantitativen Außenhandelsmodelle fallen (Arkolakis et al. (ACR), 2012; Costinot und Rodriguez-Clare, 2014).<sup>10</sup> In allen Varianten gibt es (abzählbar) viele Sektoren. Wir können die Daten so interpretieren, dass alle importierten Güter und Dienstleistungen direkt konsumiert werden. Alternativ können wir unterstellen, dass nur ein Teil der Güter und Dienstleistungen direkt konsumiert wird, während der andere Teil als Vorprodukte in der Produktion verwendet wird (ohne/mit Vorleistungsverflechtung). Zudem kann eine Annahme über die Marktstruktur getroffen werden. In einem Sektor kann entweder perfekter Wettbewerb oder monopolistischer Wettbewerb gelten. In letzter Zeit wurde betont, dass Firmen innerhalb eines Sektors sehr verschieden sind (Melitz und Redding, 2014). Auch diesem Umstand kann Rechnung getragen werden (Krugman vs. Melitz).

<sup>10</sup> Jung und Kohler (2017) geben einen Überblick über diese Modelle; Felbermayr et al. (2013, 2015) diskutieren einige wichtige Eigenschaften solcher neuer quantitativer Außenhandelsmodelle.

Im folgenden Abschnitt diskutieren wir die Formeln, die zur Berechnung verwendet werden. Wir stellen zunächst die Modellvarianten ohne Vorleistungsverflechtungen vor und diskutieren dann die Varianten mit Vorleistungsverflechtungen. Dabei betrachten wir zunächst die Änderung in der Wohlfahrt zwischen zwei Perioden. Wir wenden diese Formel zweifach an. Zunächst betrachten wir die Wohlfahrt relativ zu einem Basisjahr (in unserer Anwendung das Jahr 2000). Die Werte für das Basisjahr sind also (für alle Modellvarianten) auf 1 normiert. So lassen sich – für jede Modellvariante – *Änderungen* in der Wohlfahrt relativ zu einem Basisjahr quantifizieren. Die Daten werden so interpretiert, als hätten sich die beobachteten Änderungen in den Handelsanteilen alleine aus Änderungen in Handelskosten ergeben. Änderungen in der Produktionstechnologie oder der Bevölkerungsgröße werden ausgeschlossen. Die ACR-Wohlfahrtsformel für den Einsektorfall gilt zwar auch für diese ausländischen Schocks; im hier relevanten Mehrsektorenfall wird die Formel aber nur für Schocks auf reale Handelsbarrieren hergeleitet.

Ein interessanter Spezialfall ist jener, in dem wir die beobachtbaren Handelsanteile für den "aktuellen Rand" (Jahr 2014, oder jedes beliebige andere interessierende Jahr) in Relation zu einem hypothetischem "Basisjahr" setzen, in dem sich das Land in einer Autarkiesituation befindet. Diese Analyse quantifiziert, wie hoch die "gains from trade" im Jahr 2014 waren (also wie viel Wohlfahrt ein Land verloren hätte, wenn man es aus der 2014er Situation zurück in Autarkie setzen würde).<sup>11</sup> Der Vorteil der Bezugnahme auf die Autarkiesituation ist, dass weniger Daten notwendig sind; insbesondere Handelsdaten erübrigen sich vollständig.

## 4.2 Modellvarianten ohne Vorleistungsverflechtungen

### Wohlfahrtsänderungen relativ zu einem Basisjahr

Die Wohlfahrtsänderung (streng genommen: Änderung im realen Konsum)  $C_j = E_j/P_j$  in einem Land  $j$  (wobei  $E_j$  die aggregierten Ausgaben sind und  $P_j$  der aggregierte Preisindex), die durch einen "Handelsschock" hervorgerufen wird, kann durch folgende Formel berechnet werden:

$$\hat{C}_j = \frac{\hat{E}_j}{\hat{P}_j} \prod_{s=1}^S \left( \hat{\lambda}_{j,j,s}^{-1} \left( \hat{r}_{j,s} \left( \frac{\hat{E}_j}{\hat{P}_j} \right)^{\eta_s} \delta_s \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}} \right). \quad (1)$$

In dieser Formel indiziert  $s = 1..S$  den Sektor.  $\hat{v} \equiv v'/v$  ist die (diskrete) Veränderung der Variable  $v$  zwischen zwei Zeitpunkten, wobei in unserer Anwendung ein Strich ' den Zeitpunkt bezeichnet, der nicht das Basisjahr ist.  $\prod_{s=1}^S$  repräsentiert das Produkt über alle Sek-

<sup>11</sup> Detaillierte Ableitungen finden sich im Anhang. Die hier verwendeten Gleichungen unterscheiden sich von jenen in Costinot und Rodríguez-Clare (2014), weil hier (exogen) Handelsbilanzüberschüsse- und defizite erlaubt werden; außerdem werden einige Fehler von Costinot und Rodríguez-Clare (2014) korrigiert.

toren.  $\lambda_{jj,s}$  ist der Anteil der Ausgaben für Sektor  $s$ , der auf im Inland (Land  $j$ ) produzierte Güter anfällt,  $r_{j,s} \equiv R_{j,s}/R_j$  ist der Anteil der Erlöse von Firmen im Land  $j$ , der in Sektor  $s$  erwirtschaftet wird und  $R_j$  die aggregierten Erlöse.  $Y_j$  ist der Wert der Produktion im Land  $j$  und  $E_j$  sind die getätigten Ausgaben.  $\delta_s \in \{0,1\}$  ist ein exogener Parameter, der anzeigt, ob in einem Sektor  $s$  perfekter ( $\delta_s = 0$ ) oder monopolistischer Wettbewerb ( $\delta_s = 1$ ) unterstellt wird. Parameter  $\eta_s \geq 0$  ist ein Maß für Heterogenität in der Produktivität von Firmen. Information über  $\delta_s$  und  $\eta_s$  müssen wir unterstellen.

Parameter  $\beta_{j,s}$  gibt an, welcher Anteil des Einkommens in Land  $j$  auf Sektor  $s$  ausgegeben wird. Information über  $\beta_{j,s}$  wird aus den Daten gewonnen. Parameter  $\varepsilon_s$  ist die sog. (positiv definierte) Handelselastizität. Werte für  $\varepsilon_s$  können aus der Schätzung von Gravitationsgleichungen (ähnlich denen in Kapitel 2 der Studie) gewonnen werden. Formal betrachtet gilt folgender Zusammenhang:

$$\varepsilon_s = (\sigma_s - 1)(1 + \eta_s).$$

Aus dieser Gleichung sieht man, dass man  $\eta_s$  ausrechnen könnte, wenn man Information über die Handelselastizität und die Substitutionselastizität  $\sigma_s$  hat. Die empirische Literatur findet Werte für  $\eta_s$  zwischen 0.5 und 1. Wir folgen Costinot und Rodriguez-Clare (2014) und unterstellen in Modellvarianten mit heterogenen Firmen für alle Sektoren  $\eta_s = 0.65$ . Die Variablen  $\lambda_{jj,s}$ ,  $r_{j,s}$ ,  $E_j$  und  $Y_j$  (und damit auch deren Veränderung) können u.a. aus den WIOD-Daten berechnet werden; dazu unten mehr.

Die Formel (1) wird benutzt, um beobachtbare Änderungen in makroökonomischen Variablen in Realeinkommens-/Wohlfahrtsänderungen "umzurechnen". Werte größer als 1 repräsentieren einen Wohlfahrtsgewinn relativ zum Basisjahr dar, während Werte kleiner als 1 einen Wohlfahrtsverlust relativ zum Basisjahr darstellen. Die Werte können für Deutschland, aber auch für andere in den WIOD-Daten verfügbare Länder ausgewiesen werden.

Formel (1) zeigt, dass die Wohlfahrtänderung dann besonders groß ist, wenn in jedem Sektor der Anteil, der auf heimisch produzierte ausgegeben wird, gefallen ist. Dieser "Offenheits-Effekt" ist, wenn man perfekten Wettbewerb (Superskript PW) in allen Sektoren ( $\delta_s = 0$ ) unterstellt (wie z.B. in Eaton und Kortum, 2002), der einzige Effekt auf Sektorebene (den Effekt von  $E_j/Y_j$  werden wir unten erklären). Formal gilt also:

$$\hat{C}_j^{PW} = \frac{\hat{E}_j}{\hat{Y}_j} \prod_{s=1}^S \hat{\lambda}_{jj,s}^{-\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}}.$$

Unterstellt man monopolistischen Wettbewerb (MW) in allen Sektoren ( $\delta_s = 1$ ) und nimmt an, dass alle Firmen homogen sind ( $\eta_s = 0$ ) (wie in Krugman, 1980), so gibt es einen weiteren Effekt: die Veränderung des Anteils der Erlöse, die in einem Sektor er-

zielt werden. Die Wohlfahrtsgewinne aus dem Offenheits-Effekt werden in Sektoren verstärkt, deren Erlösanteil steigt (die größer werden), während sie in Sektoren, deren Erlösanteile sinken, fallen.

Formal haben wir:

$$\hat{C}_j^{MW} = \frac{\hat{E}_j}{\hat{Y}_j} \prod_{s=1}^S (\hat{\lambda}_{jj,s}^{-1} \hat{r}_{j,s})^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}}.$$

Die obige Formel berücksichtigt, dass Länder Handelsbilanzungleichgewichte haben können. Formal bedeutet ein Ungleichgewicht, dass aggregierte Ausgaben  $E_j$  und aggregiertes Einkommen  $Y_j$  nicht identisch sein müssen. Man kann sich etwa vorstellen, dass  $E_j = Y_j + D_j$  gilt, wobei  $D_j > 0$  das Handelsdefizit ist, das man sich als "Transfer" vom Rest der Welt vorstellen kann. Falls  $D_j < 0$  hat Land  $j$  einen Handelsüberschuss. Ein prominentes Beispiel für ein Land mit  $D_j > 0$  wären die USA, für ein Land mit  $D_j < 0$  Deutschland.

Formel (1) zeigt, dass Handelsungleichgewichte einen zusätzlichen sektoralen Effekt bringen, wenn Firmen heterogen sind (Term  $(\hat{E}_j/\hat{Y}_j)^{\eta_s}$  in der Klammer), und einen länderspezifischen Effekt haben (der Term  $\hat{E}_j/\hat{Y}_j$  vor dem Produkt). Der sektorale Effekt hängt mit der Firmenselektion zusammen. Die Intuition ist die folgende: steigt in einem Land der Lohn – und das ist es, was die Veränderung im aggregierten Einkommen  $Y_j$  treibt, da die Anzahl der Arbeiter als konstant angenommen wird –, dann wird der Marktzutritt teuer, weil für die gleiche Anzahl an Arbeitern, die für den Marktzutritt technologisch bedingt sind, eine höhere Lohnsumme anfällt. Aufgrund der höheren Löhne steigen aber auch die Ausgaben (die Marktgröße). In einer Welt mit ausgeglichenem Handel heben sich beide Effekte gerade gegeneinander auf, so dass durch Handelsliberalisierung induzierte Lohnänderungen keinen Einfluss auf Firmenselektion haben, unabhängig vom Grad der Firmenheterogenität in einem Sektor. Ist der Handel aber nicht ausgeglichen, übersetzt sich eine Änderung des aggregierten Einkommens  $Y_j$  nicht eins-zu-eins in eine Änderung der aggregierten Ausgaben  $E_j$ . Ein Handelsbilanzüberschuss verschlechtert die Attraktivität des heimischen Marktzutritts, was zu einem Austritt von heimischen Firmen führt. Wie stark der Effekt ist, hängt vom Grad der Heterogenität der Firmenproduktivität ab; in der Formel repräsentiert durch  $\eta_s$ . Formal ergibt sich in einer solchen Welt mit heterogenen Firmen (Melitz, 2003):

$$\hat{C}_j^M = \frac{\hat{E}_j}{\hat{Y}_j} \prod_{s=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,s}^{-1} \hat{r}_{j,s} \left( \frac{\hat{E}_j}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}}.$$

Der Effekt von Handelsungleichgewichten, der in allen Modellen unabhängig von der

Marktstruktur und der Firmenheterogenität wirkt, lässt sich ähnlich erklären. Ein durch Handelsliberalisierung induzierter Lohneffekt übersetzt sich in Änderungen der Preise von allen heimischen Gütern, da diese mit heimischer Arbeit produziert werden. Eine Lohnerhöhung führt also zu einer Erhöhung des Preisindex. Bei gleichem Einkommen kann also weniger konsumiert werden. Nun führt eine Lohnerhöhung aber auch zu einem höheren aggregierten Arbeitseinkommen, so dass auch die aggregierten Ausgaben steigen können. Im Falle des ausgeglichenen Handels heben sich beide Effekte gegeneinander auf. Falls in einem Land das Handelsbilanzdefizit größer wird (Ausgaben steigen stärker als das Einkommen), kann es mehr konsumieren; der reale Konsum steigt. Falls der Handelsbilanzüberschuss steigt, kann das Land (in der aktuellen Periode) weniger konsumieren; der reale Konsum fällt.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass für beobachtbare Änderungen in heimischen Ausgabenanteilen  $\lambda_{j,s}$  und beobachtbare sektorale Ausgabenanteile  $\beta_{j,s}$  und gegebene sektorale Handelselastizitäten die implizierten Wohlfahrtseffekte von der Marktstruktur und dem Grad der Firmenheterogenität abhängen. Die Formel (1) erlaubt keine Aussagen darüber, unter welcher Kombination von Annahmen die implizierten Wohlfahrtsgewinne am größten sind. Wenn man monopolistischen anstatt perfekten Wettbewerb unterstellt, sind die Wohlfahrtsgewinne dann größer, wenn gerade die Sektoren offener werden, die größer werden. Bei monopolistischem Wettbewerb sind die Wohlfahrtsgewinne heterogenen Firmen größer mit homogenen, wenn das Handelsbilanzdefizit steigt, und kleiner, wenn das Handelsbilanzdefizit kleiner wird (bzw. der Überschuss größer wird).

Alternativ kann auch das Realeinkommen  $W_j = Y_j/P_j$  ausgewiesen werden. Dann entfällt der Korrekturterm vor dem Produkt (die Änderung im Einkommen ist direkt proportional zu den Lohnkosten), und wir haben:

$$\widehat{W}_j = \prod_{s=1}^S \left( \widehat{\lambda}_{j,j,s}^{-1} \left( \widehat{r}_{j,s} \left( \frac{\widehat{E}_j}{\widehat{Y}_j} \right)^{\eta_s} \delta_s \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}} \right) .$$

In dieser Formel treibt das Handelsungleichgewicht nur den Selektionseffekt im Fall von monopolistischem Wettbewerb und heterogenen Firmen.

Formel (1) berücksichtigt, wie oben diskutiert, Änderungen in der Handelsbilanz. Nehmen wir an, dass Handel zu jedem Zeitpunkt (mit und ohne Strich) ausgeglichen ist, so sind die aggregierten Ausgaben gerade gleich dem aggregiertem Einkommen,  $E_j = Y_j$ . Die Formel vereinfacht sich dann auf



$$\hat{C}_j = \prod_{s=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,s} (\hat{r}_{j,s})^{-\delta_s} \right)^{-\beta_{j,s}/\varepsilon_s}.$$

Firmenheterogenität spielt bei unterstelltem ausgeglichenem Handel keine Rolle. Diese Formel ist identisch mit der in Costinot und Rodriguez-Clare (2014) diskutierten Formel.<sup>12</sup>

Unterstellt man weiterhin, dass es nur einen Sektor gibt (so dass  $\beta_{j,s} = 1$  und  $r_{j,s} = r'_{j,s} = 1$ ), erhält man die "bekannte" Gleichung

$$\hat{C}_j = \hat{\lambda}_{jj}^{-1/\varepsilon}.$$

In einem Einsektormodell mit ausgeglichenem Handel kommt es also für die Quantifizierung der Wohlfahrtseffekte weder auf die unterstellte Marktstruktur noch auf den Grad der Firmenheterogenität an. In unserer Anwendung mit vielen Sektoren und potenziell unausgeglichenem Handel kommt es auf die Annahmen über die Marktstruktur und den Grad der Firmenheterogenität an.

### "Gains from trade"

Die obige Formel stellt Wohlfahrtsveränderungen relativ zum Basisjahr dar. Um eine Vorstellung davon zu bekommen, welche Konsequenzen bis zu einem bestimmten Jahr erfolgte Handelsliberalisierungsinitiativen hatten, können die "gains from trade" ausgewiesen werden, also die Veränderung des realen Konsums bzw. des realen Einkommens im Vergleich zur hypothetischen Situation von Autarkie. Nun beziehen sich Variablen mit Strich ' auf die hypothetische Autarkiesituation und Variablen ohne Strich auf ein konkretes Jahr (z.B. 2014). In Autarkie gilt:  $\lambda'_{jj,s} = 1$ ,  $r'_{j,s} = e'_{j,s} = \beta_{j,s}$  sowie  $E'_j = Y'_j$ . Die "gains from trade" lassen sich also durch folgende Formel berechnen:

$$\begin{aligned} G_j &= \left| \frac{C'_j}{C_j} - 1 \right| = 1 - \hat{C}_j \\ &= 1 - \frac{Y_j}{E_j} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s} \left( \frac{\beta_{j,s}}{r_{j,s}} \left( \frac{Y_j}{E_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}}. \end{aligned}$$

<sup>12</sup> Es gibt noch eine weitere Formel in Fußnote 16, aber die scheint nicht zu stimmen. Die Fußnote wird eingeleitet mit "without balanced trade in goods,  $R_j \neq Y_j$ " – aber diese Aussage ist offensichtlich falsch. Ohne ausgeglichenen Handel gilt  $E_j \neq Y_j$ ; s. Diskussion oben.  $R_j = Y_j$  gilt nicht mehr, wenn es Vorleistungsverflechtungen gibt, dazu später mehr.

Diese Formel berücksichtigt, dass im beobachtbaren Jahr Handelsungleichgewichte auftreten können (in der Autarkiesituation gibt es definitionsgemäß keine Handelsungleichgewichte).

In Ländern mit Handelsbilanzdefiziten im beobachtbaren Handelsgleichgewicht ( $D_j = E_j - Y_j > 0 \leftrightarrow Y_j < E_j$ ) sind die Wohlfahrtsgewinne *ceteris paribus* höher als in Ländern mit ausgeglichenem Handel. Umgekehrt sind die Wohlfahrtsgewinne *ceteris paribus* kleiner in Ländern mit Handelsbilanzüberschüssen ( $Y_j > E_j$ ).

### 4.3 Modellvarianten mit Vorleistungsverflechtungen

#### Wohlfahrtsänderungen relativ zu einem Basisjahr

Im Unterschied zum vorigen Abschnitt lassen wir nun zu, dass Sektoren in der Produktion Vorleistungen aus anderen Sektoren einsetzen. Die Änderung im realen Konsum lässt sich nun schreiben als

$$\hat{C}_j = \frac{Y_j + D_j}{\hat{Y}_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,s}^{-1} \left( \frac{\hat{R}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \left( \frac{\hat{E}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_k} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\bar{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}, \quad (2)$$

wobei die bekannten Variablen definiert sind wie oben. Die Struktur der Formel ist ähnlich. Auffällig ist, dass der Term vor dem Produkt nicht die Änderung in den aggregierten Ausgaben  $E_j$  enthält, sondern die Änderung in der Summe aus dem Arbeitseinkommen und dem Handelsbilanzdefizit. Hintergrund ist, dass die aggregierten Ausgaben  $E_j$  auch Ausgaben für Vorprodukte enthalten, die in der Produktion verwendet werden und nicht für den Konsum zur Verfügung stehen. In dem Term innerhalb des Produkts, der die Auswirkung der Änderung der Marktattraktivität auf die Firmenselektion repräsentiert, tauchen die sektoralen Ausgaben  $E_{j,k}$  auf, weil aus Sicht der Firmen für ihre Profitabilität egal ist, ob es sich um Nachfrage von Konsumenten oder anderen Firmen handelt.

Auffällig ist auch, dass ein zweites Produkt über die Sektoren genommen wird. Das liegt daran, dass der Preisindex in jedem Sektor durch die Vorleistungsverflechtungen nun von den Preisindizes aller anderen Sektoren abhängt. Die genaue Struktur lässt sich aus der Annahme über die Vorleistungsverflechtung ableiten. Es wird unterstellt, dass die Kosten sich in einem Sektor  $s$  im Land  $j$  zusammensetzen als

$$c_{j,s} = Y_j^{1-\alpha_{j,s}} \prod_{k=1}^S P_{i,k}^{\alpha_{j,ks}},$$

wobei

$$\alpha_{j,s} = \sum_{k=1}^S \alpha_{j,ks}$$

Aufgrund der Tatsache, dass neben dem Faktor Arbeit auch Vorprodukte eingesetzt werden, gilt nicht länger, dass das aggregierte Einkommen gerade die aggregierten Erlöse sind. Es gilt vielmehr folgender Zusammenhang:

$$Y_j = \sum_{s=1}^S (1 - \alpha_{j,s}) R_{j,s}$$

In Formel (2) ist Parameter  $\tilde{\alpha}_{j,sk}$  das  $(s, k)$ -Element der Matrix  $(Id - \tilde{A}_j)^{-1}$ , wobei die Matrix  $\tilde{A}_j \equiv \{\tilde{\alpha}_{j,ks}\}$  die Terme  $\tilde{\alpha}_{j,ks}$  enthält, die wiederum definiert sind als

$$\tilde{\alpha}_{j,ks} \equiv \alpha_{j,ks} \left( 1 + \frac{(1 + \eta_s) \delta_s}{\varepsilon_s} \right)$$

Im Falle von perfektem Wettbewerb haben wir die Ausgabenanteile, die sich aus der Vorleistungsverflechtungsmatrix ergibt ( $\tilde{\alpha}_{j,sk}$  ist also ein Element der Standard Leontief-Inverse). Im Fall von monopolistischem Wettbewerb müssen wir berücksichtigen, dass Vorprodukte auch für Eintritt und Marktzutritt verwendet werden.

### "Gains from trade"

Grundsätzlich kann Formel (2) auch benutzt werden, um die "gains from trade", also die Wohlfahrtsgewinne, die sich im beobachteten Handelsgleichgewicht im Vergleich zur hypothetischen Autarkiesituation ergeben, zu quantifizieren. Problem ist, dass  $E'_{j,k}$ ,  $R'_{j,k}$  und  $Y'_j$  unbeobachtbar sind.

Im Fall ohne Vorleistungsverflechtung konnte man die Formel schnell vereinfachen, da unter Autarkie der Handel definitionsgemäß ausgeglichen ist, so dass  $E'_j = Y'_j = R'_j$ . Aufgrund der Vorleistungsverflechtung gilt hier nur  $E'_j = R'_j$ , nicht aber  $E'_j = Y'_j$ .

Die Vereinfachung der Formel ergibt

$$G_j = 1 - \frac{Y_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k} \left( \left( \frac{b_{j,k}}{e_{j,s}} \rho_j \right)^{\eta_k} \frac{b_{j,k}}{r_{j,k}} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{\alpha}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}},$$

wobei  $e_{j,s}$  den Anteil der Ausgaben für Sektor  $s$  an den Gesamtausgaben des Lan-

des  $j$  bezeichnet. Wir haben zudem

$$b_{j,k} \equiv v_j e_{j,k}^A / v_j^A = v_j \sum_{l=1}^S \beta_{j,l} a_{j,kl}$$

wobei wiederum  $v_j \equiv Y_j / R_j$  der "value added" (Arbeitseinkommen) relativ zu den aggregierten Erlösen ist.  $\rho_j \equiv R_j / E_j$  sind die aggregierten Erlöse relativ zu den aggregierten Ausgaben, wobei unter Autarkie  $\rho_j = 1$ .

### Daten

Die WIOD-Daten verfügen über Informationen über 40 Länder und 1 Kategorie "Rest der Welt". Costinot und Rodriguez-Clare (2014) schlagen einige Länder der "Rest der Welt"-Kategorie zu; wir arbeiten mit 40 Ländern (+ Restkategorie). Die WIOD-Daten beinhalten 35 Sektoren. Da einige Länder in einigen Sektoren aufgrund des Disaggregationsniveaus einen Produktionswert und/oder Konsum von 0 aufweisen, werden die Sektoren so aggregiert, dass Nullen vermieden werden. Costinot und Rodriguez-Clare (2014) schlagen eine Aggregation auf 31 Sektoren vor, der wir folgen.

## 4.4 Wohlfahrtseffekte: Status Quo versus Autarkie

Wir beginnen mit dem Spezialfall, in dem wir den Status Quo mit dem hypothetischen Zustand der Autarkie vergleichen. Tabelle 3 zeigt Veränderungen im realen Einkommen und im realen Konsum, die sich durch einen hypothetischen Übergang von der beobachteten Situation in 2014 zum Zustand der Autarkie ergeben würden. Die beiden Maße unterscheiden sich vor allem aufgrund der Tatsache, dass es Handelsbilanzungleichgewichte geben kann. Diese sind in einem statischen Modell nichts anderes als Transfers an den Rest der Welt. Daher sind die Verluste im realen Einkommen größer als im realen Konsum für Länder, die Handelsbilanzüberschüsse haben (wie etwa Deutschland), aber kleiner für Länder, die Handelsbilanzdefizite haben (wie etwa das Vereinigte Königreich). In Modellen mit Investitionskosten (Modelle mit monopolistischem Wettbewerb, Melitz-Modell) klaffen die beiden Maße auch dann auseinander, wenn Importe und Exporte exakt gleichwertig wären.

Man beachte, dass in den Berechnungen die technologischen Bedingungen auf das Jahr 2014 festgelegt bleiben. Das heißt, wenn Handel zu schnellerem technologischem Wachstum führt, dann fehlt dieser Effekt in den Schätzergebnissen. Außerdem ist zu beachten, dass es in den Modellen aufgrund der angenommenen CES-Aggregation keine pro-kompetitiven Effekte der Handelsliberalisierung gibt. Auch die daraus stammenden positiven Wohlfahrtseffekte fehlen also in der Analyse. Insofern sind die

in Tabelle 3 gezeigten Effekte Untergrenzen für die tatsächlich zu erwartenden Wohlfahrtseffekte.

Modelle mit Input-Output (IO) – Verflechtungen liefern in aller Regel höhere Handelsgewinne als solche, in denen die die Sektoren nicht mit nationalen und internationalen Lieferbeziehungen verknüpft sind. Dies ist vor allem mit Hinblick auf den Dienstleistungssektor wichtig, dessen Wertschöpfung stark über Vorlieferungen in die exportierenden Sektoren ins Ausland exportiert wird (Lodefalk, 2015). Und das realistischste Modell (Melitz) liefert im Vergleich zu den anderen Modellen höhere Effekte. Dies ist nicht überraschend, weil das Modell neben den klassischen auf die Ausnutzung komparativer Vorteile zurückgehende Effekte die Wirkung zusätzlicher Anpassungskanäle enthält: endogene Anzahl von verfügbaren Produktvarianten, endogene sektorale Durchschnittsproduktivität aufgrund von Selektionseffekten. Diese „neuen“ Einflussfaktoren von internationalem Handel sind empirisch von großer Relevanz; siehe Bernard et al. (2012) oder Melitz und Redding (2014).

Für Deutschland wäre ein Übergang zu Autarkie mit Einbußen von bis zu 22% im realen Einkommen und von bis zu 13% im realen Konsum verbunden. Die Diskrepanz zwischen beiden Größen beträgt 9%-Punkte; sie liegt damit etwas über dem Leistungsbilanzdefizit Deutschlands im Jahr 2014 relativ zum Bruttoinlandsprodukt. Dies ist deshalb der Fall, weil in den zur Simulation verwendeten Zahlen wirklich nur der Güter- und Dienstleistungshandel erfasst ist, weil die Existenz des Überschusses die relativen Preise auf dem Weltmarkt verändert, und weil er außerdem zu Marktein- und Austritten führen kann, die Investitionen erfordern, und so einen Keil zwischen Einkommen und Konsum treiben können.

Im Vergleich mit anderen Ländern fällt auf, dass das reale Einkommen in Deutschland relativ stark vom Außenhandel abhängt. Kleinere Länder, wie etwa Österreich oder Belgien haben deutlich größere Einschnitte durch einen Übergang zu Autarkie, weil ihre Binnenmärkte klein sind. Länder mit großen Binnenmärkten, wie zum Beispiel die USA oder auch Japan sind weniger stark vom Außenhandel abhängig als Deutschland. Interessant ist auch, dass Deutschland deutlich höhere Einbußen durch einen hypothetischen Übergang zur Autarkie erleiden würde als etwa Italien oder Großbritannien, die kleinere Binnenmärkte haben. Insofern ist Deutschland in einer besonderen Situation. Im Vergleich dazu sind die Gewinne der USA aus der Teilnahme an der internationalen Arbeitsteilung relativ überschaubar, was für die Einordnung der jüngsten Entwicklungen unter der Administration Trump relevant sein dürfte.

Tabelle 3 Wohlfahrtseffekte durch Handel (in %) relativ zum Status Quo (2014), verschiedene Modelle

	Reales Einkommen						Realer Konsum					
	OHNE IO-Verflechtung			MIT IO-Verflechtung			OHNE IO-Verflechtung			MIT IO-Verflechtung		
	PW	MW	M	PW	MW	M	PW	MW	M	PW	MW	M
AUS	4.5	3.8	3.8	7.9	8.9	11.0	4.6	3.9	3.9	8.0	9.0	11.2
AUT	13.0	12.8	12.7	20.2	26.1	30.7	11.1	10.9	10.8	16.7	22.8	27.5
BEL	20.5	20.0	19.9	32.8	39.7	45.3	18.5	17.9	17.8	28.8	36.2	42.1
BGR	13.9	11.8	12.0	26.2	29.8	36.7	15.8	13.8	14.0	29.9	33.3	39.9
CAN	7.7	7.0	7.0	12.6	14.9	18.0	7.3	6.6	6.6	11.8	14.1	17.3
CHN	1.9	1.8	1.6	4.9	21.0	46.5	0.1	-0.1	-0.3	-0.8	16.3	43.3
CYP	15.5	10.2	10.6	24.5	18.3	21.3	19.7	14.7	15.0	31.1	25.5	28.3
CZE	14.6	14.9	14.6	27.3	37.6	45.6	11.0	11.3	11.0	19.2	30.7	39.6
<b>DEU</b>	<b>9.0</b>	<b>9.2</b>	<b>8.9</b>	<b>14.3</b>	<b>19.1</b>	<b>22.0</b>	<b>3.9</b>	<b>4.1</b>	<b>3.8</b>	<b>4.5</b>	<b>9.8</b>	<b>13.0</b>
DNK	15.4	15.1	14.9	20.4	24.9	28.5	11.6	11.3	11.1	13.1	18.0	21.9
ESP	7.5	6.7	6.7	10.3	16.6	22.4	7.2	6.4	6.4	9.8	16.1	21.9
EST	20.2	18.9	18.9	35.8	40.5	46.8	20.0	18.7	18.7	35.4	40.1	46.4
FIN	9.3	9.3	9.2	14.1	20.1	25.1	8.7	8.6	8.6	12.8	18.9	24.1
FRA	14.4	13.8	13.8	22.3	26.3	29.8	14.7	14.1	14.1	22.7	26.7	30.2
GBR	6.7	5.5	5.5	10.9	11.9	14.1	7.0	5.8	5.8	11.4	12.3	14.6
GRC	10.0	6.2	6.6	13.9	9.9	12.1	14.3	10.7	11.0	20.7	17.1	19.1
HRV	12.3	11.7	11.7	20.4	22.4	24.8	12.0	11.4	11.4	19.8	21.8	24.3
HUN	20.9	20.0	19.7	32.3	42.3	50.8	17.6	16.7	16.4	25.7	36.7	46.0
IRL	35.4	36.1	35.9	48.8	53.7	56.4	28.6	29.4	29.1	35.5	41.7	45.0
ITA	5.7	5.6	5.5	8.9	14.9	19.7	4.1	4.0	3.9	5.7	12.0	16.9
JPN	4.5	2.8	2.8	5.8	9.6	14.5	5.4	3.6	3.7	7.3	11.1	15.9
KOR	8.1	5.0	4.6	12.6	21.0	31.7	4.3	1.1	0.7	3.0	12.4	24.2
LTU	21.2	15.5	15.4	30.0	29.0	33.0	20.0	14.2	14.1	27.9	26.9	31.1
LVA	14.8	12.1	12.2	27.9	28.1	32.6	16.1	13.4	13.5	30.2	30.5	34.8
MLT	34.2	31.8	31.8	57.0	60.0	65.3	35.0	32.6	32.7	58.5	61.4	66.6
NLD	16.5	15.4	15.0	25.1	29.6	34.0	9.7	8.6	8.1	11.8	17.1	22.2
NOR	7.7	7.7	7.2	11.5	14.0	15.2	0.6	0.6	0.1	-1.2	1.7	3.1
POL	9.6	9.1	9.0	17.2	24.4	31.3	7.9	7.4	7.3	13.8	21.2	28.4
PRT	9.7	8.0	8.1	14.3	17.5	22.2	11.1	9.4	9.6	16.9	20.0	24.5
ROU	8.5	6.4	6.4	15.5	15.0	18.2	8.4	6.2	6.2	15.2	14.7	17.8
SVK	17.4	14.6	14.4	31.2	34.4	42.2	15.2	12.3	12.1	26.7	30.1	38.5
SVN	14.7	13.4	13.3	25.8	28.9	34.2	13.8	12.5	12.4	24.1	27.2	32.6
SWE	10.8	10.6	10.4	16.4	20.0	23.1	7.9	7.7	7.5	11.0	14.9	18.1
TUR	6.4	6.6	6.4	10.3	16.4	21.3	5.2	5.3	5.2	7.9	14.2	19.3
TWN	11.4	7.7	7.2	17.2	25.1	35.3	5.5	1.6	1.0	3.4	12.6	24.4
USA	2.8	2.2	2.3	4.1	6.2	8.6	4.3	3.7	3.8	6.7	8.7	11.0

**Quelle:** WIOD 2016. Berechnungen des ifo. PW: Perfekter Wettbewerb, MW: Monopolistischer Wettbewerb (Krugman, 1980), M: Melitz (2003).

Tabelle 3 kann mit Tabelle 1 in Costinot und Rodriguez-Clare (2014) verglichen werden, die ähnliche Berechnungen anstellen. Im Unterschied zu der gegenwärtigen Untersuchung beziehen sich die Autoren aber auf das Jahr 2008, sie verwenden eine ältere Version der WIOD Daten, und sie machen keinen Unterschied auf zwischen Realeinkommen und realem Konsum (Leistungsbilanzsalden werden Null gesetzt). Sie finden deutlich höhere Wohlfahrtseinbußen durch den Übergang zu Autarkie, vor allem für Deutschland. Zwischen 2008 und 2014 liegt die Finanz- und Wirtschaftskrise, und eine

Reihe von Jahren relativ geringen Handelswachstums (global trade slowdown, siehe Hoekman et al. (2015)).<sup>13</sup>

## 4.5 Handelsgewinne über die Zeit

Als nächstes fragen wir, welchen Beitrag die Teilnahme an der internationalen Arbeitsteilung auf die Wohlfahrt in Deutschland über die Zeit hatte. Dabei betrachten wir, wo die Daten dies zulassen, die Zeitspanne 1990 bis 2014. Im Grunde replizieren wir die Ergebnisse von Tabelle 3 für weitere Jahre und quantifizieren somit die Handelsgewinne für jedes Jahr relativ zum kontrafaktischen Zustand der Autarkie. Diese Gewinne vergleichen wir dann über die Zeit; dies erlaubt die Berechnung des Beitrages zunehmend vertiefter internationaler Arbeitsteilung für die Entwicklung der Wohlstand in Deutschland.

Alternativ kann man auch ein empirisch beobachtbares Vergleichsjahr an Stelle des Autarkiezustandes heranziehen. Dazu bietet sich das Jahr 1990 an; doch dafür ist – wie im nächsten Paragraphen näher ausgeführt – die Datenlage nicht zufriedenstellend. Natürlich könnte man immer mit dem letzten Jahr in den Daten 2014 oder mit einem anderen Jahr (z.B. 2000) vergleichen; dabei erhalten wir ähnliche Ergebnisse wie jene, die hier berichtet werden; siehe weiter unten.<sup>14</sup> Wir bevorzugen den Vergleich mit dem Autarkiezustand, weil dabei Verzerrungen aufgrund von Messungenauigkeiten minimiert werden. Außerdem erlaubt die gewählte Vorgangsweise, dass technologischen Bedingungen für jedes Jahr jene aus dem betrachteten Jahr sind. Verwendet man ein konkretes Vergleichsjahr, z.B. 2000, dann hängen die so berechneten Handelsgewinne nicht nur von dem betrachteten Jahr (z.B. 2010), sondern auch von dem Vergleichsjahr.

Dabei existiert die Schwierigkeit, dass die benötigten Daten in konsistenter Form nur für den Zeitraum 2000 bis 2014 existieren (WIOD-Welle 2016). Eine frühere Version der WIOD Daten erstreckt sich über die Periode 1995-2010 (WIOD-Welle 2013). Die beiden Wellen sind nicht ohne weiteres kombinierbar. Um auch die Jahre 1990-1995 abzudecken, verwenden wir zusätzlich Informationen aus der EORA Datenbank (Lenzen et al., 2013), die jedoch gerade für die frühen Jahre hohe Ungenauigkeiten aufweist, und die auch nicht mit den WIOD Daten kompatibel ist. Die verschiedenen Datensätze unterscheiden sich in der Anzahl der abgedeckten Länder und in der sektoralen Gliederung. Um die Datensätze zu kombinieren, konstruieren wir händisch Konkordanztabellen, mit denen die Daten der WIOD-Welle 2016 mit den anderen Daten verknüpft werden

<sup>13</sup> Außerdem wurde ein ergebnisrelevanter Fehler im Programm von Costinot und Rodriguez-Clare (2014) korrigiert.

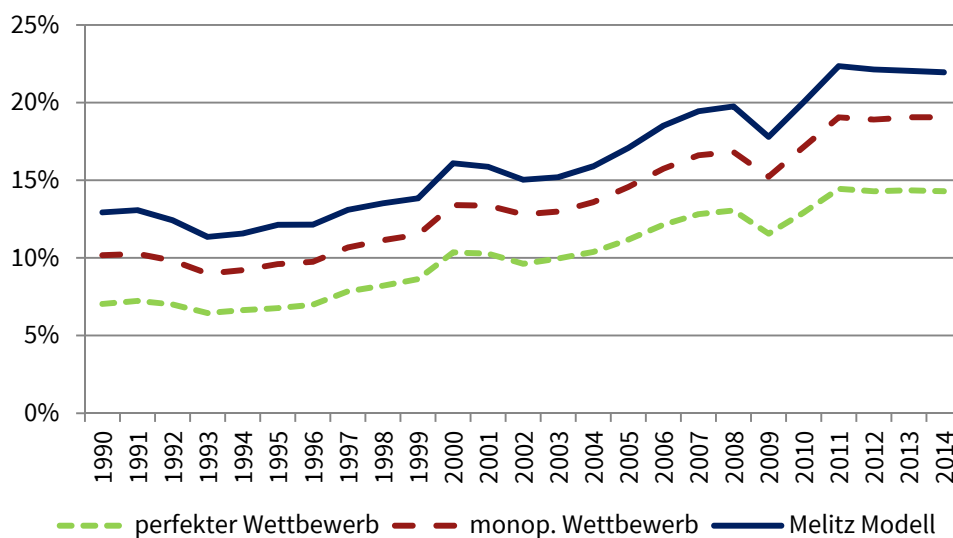
<sup>14</sup> Weitere Berechnungen, die mit dem Jahr 2000 vergleichen sind auf Nachfrage von den Autoren erhältlich.

können. Ausgangspunkt ist dabei die Welle 2016, auf die sich auch die ökonometrischen Ergebnisse aus Abschnitt 3 beziehen.

In den folgenden Darstellungen betrachten wir, um Platz zu sparen, nur die Ergebnisse für die Modelle mit Input-Output Verknüpfungen, weil diese eine genauere Darstellung der Realität beinhalten als jene ohne diese Verknüpfungen. Wie schon in Tabelle 3 unterscheiden wir zwischen Realeinkommen und realem Konsum.

Abbildung 7 trägt die Realeinkommensgewinne durch Handel relativ zu Autarkie für die Jahre 1990 bis 2014 ab. Es zeigt sich, dass mit der zunehmenden Offenheit des Landes die Gewinne durch Teilnahme an der internationalen Arbeitsteilung in Prozent zum jeweiligen Prokopfeinkommen von 7% bis 13% auf 14% bis 22% gestiegen sind. Die durchgezogene Linie, die sich auf das Melitz-Modell bezieht, ist hierbei die relevanteste, weil das umfassendste Modell verwendet wurde.

**Abbildung 7: Realeinkommensgewinne (%) durch Handel relativ zu Autarkie, Deutschland 1990-2014**



**Quelle:** Eigene Berechnungen. Die Jahre 2000-2014 beruhen auf Daten aus WIOD2016, die Jahre 1995-1999 auf Daten aus WIOD 2013, und die Jahre 1990-1994 auf Daten der EORA Datenbank. Die Simulationsergebnisse wurden an den Schnittstellen so verkettet, dass die überlappende Jahre identische Werte erhielten.

Die Kurven zeichnen die im zweiten Kapitel berichteten Offenheitsmaße nach. Der Vergleich mit Abbildung 2 in Kapitel 2 ist hierbei erhellend. Dort ist der Anteil der im Export eingesetzten deutschen Wertschöpfung in der Gesamtwertschöpfung von 2000 bis 2014 von 24% auf 32% gestiegen. Abbildung 7 berichtet einen etwas kleineren Anstieg der Handelsgewinne in dieser Periode (von 16% auf 22% im Melitz-Fall). Aus dem



Anteil der Exporte am BIP, oder aus dem Anteil der Wertschöpfung im Export am BIP, kann man also zwar über die Trends der Wohlfahrtsgewinne aus internationaler Arbeitsteilung lernen, nicht aber über das Niveau. Die Ergebnisse in Abbildung 7 stammen aus einer kontrafaktischen „Was wäre, wenn“ Analyse, die in Abbildung 2 nicht enthalten ist. Ein Einbruch der Exporte würde natürlich teilweise durch höhere Absorption heimischer Produktion und niedrigere Absorption ausländischer Produktion (geringere Importe) ausgeglichen.

**Tabelle 4 Realeinkommensgewinne in Euro pro Kopf durch Handel**

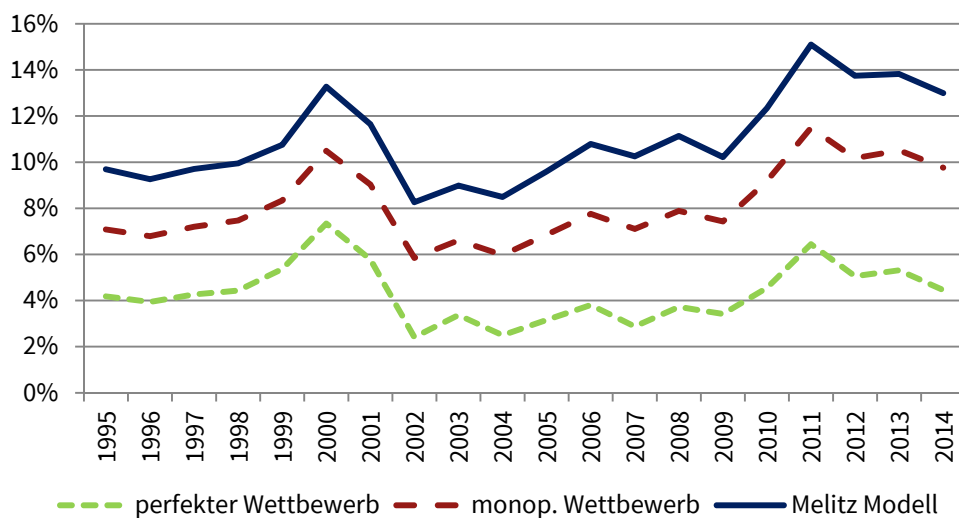
	reales Einkommen pro Kopf	Handelsgewinne		
		perfekter Wettbewerb	monop. Wettbewerb	Melitz Modell
1990	22.948	1.614	2.334	2.968
1991	23.961	1.732	2.459	3.132
1992	24.241	1.698	2.382	3.013
1993	23.831	1.537	2.142	2.705
1994	24.257	1.610	2.234	2.808
1995	24.556	1.663	2.357	2.979
1996	24.678	1.724	2.406	2.996
1997	25.097	1.970	2.680	3.286
1998	25.589	2.101	2.849	3.459
1999	26.111	2.254	3.002	3.613
2000	26.908	2.786	3.606	4.330
2001	27.393	2.815	3.662	4.346
2002	27.430	2.639	3.512	4.125
2003	27.278	2.716	3.541	4.145
2004	27.649	2.872	3.757	4.396
2005	27.903	3.119	4.066	4.767
2006	29.004	3.522	4.567	5.370
2007	30.024	3.850	4.988	5.837
2008	30.420	3.971	5.115	6.009
2009	28.763	3.326	4.381	5.117
2010	29.968	3.873	5.139	6.003
2011	31.068	4.487	5.921	6.945
2012	31.174	4.455	5.895	6.900
2013	31.232	4.482	5.950	6.884
2014	31.700	4.531	6.039	6.960
<b>Zuwachs 1990-2014</b>				
in Euro	8.752	2.917	3.705	3.992
Wachstumsrate p.a.	1,30%	4,22%	3,88%	3,47%
Handelsbeitrag in %		33,3%	42,3%	45,6%

**Quelle:** Eigene Berechnungen auf Basis von Daten aus PWT 9.0, WIOD2016, WIOD2013 und EORA.

Tabelle 4 verwendet die in Abbildung 7 ausgewiesenen Prozentänderungen des Realeinkommens und wendet diese auf die in den Penn World Tables (PWT) 9.0 berichteten Niveaus an; siehe Abbildung 6. Im Jahr 2014 wären somit zwischen 4.531 und 6.960 Euro des realen Prokopfeinkommens von 31.700 Euro auf den internationalen Handel zurückzuführen. Mit anderen Worten: würde Deutschland keinen Zugang zu internationalen Märkten mehr haben, würde das durchschnittliche reale Einkommen um bis fast 6.960 Euro niedriger liegen als dies im Jahr 2014 der Fall ist. Im Jahr 1990 lagen diese Werte noch bei 1.614 bzw. 2.968 Euro.

Zwischen 1990 und 2014 hat, gemäß den Zahlen der PWT, das reale Prokopfeinkommen in Deutschland um durchschnittlich 1,30% pro Jahr zugenommen; das sind 8.752 Euro. Im selben Zeitraum hat der Beitrag der internationalen Arbeitsteilung um zwischen 2.917 Euro und 3.992 Euro zugelegt. Das heißt, zwischen 33,3% und 45,6% des Zuwachses der realen Prokopfeinkommen ist auf die Zunahme der internationalen Arbeitsteilung zurückzuführen.

**Abbildung 8: Zuwächse im realen Konsum pro Kopf (%) durch Handel relativ zu Autarkie, Deutschland 1995-2014**



**Quelle:** Eigene Berechnungen. Die Jahre 2000-2014 beruhen auf Daten aus WIOD2016, die Jahre 1995-1999 auf Daten aus WIOD 2013. Die Simulationsergebnisse wurden an den Schnittstellen so verkettet, dass die überlappende Jahre identische Werte erhielten.

Im nächsten Schritt betrachten wir anstatt des realen Prokopfeinkommens den realen Prokopfkonsum. Hier liefern die Simulationen eine deutlich höhere Varianz, was vor allem auf die relativ hohe Variabilität des Exportüberschusses zurückzuführen ist; sie-

he Abbildung 8. Die betrachtete Zeitreihe ist hier kürzer als jene in Abbildung 7, weil die EORA Daten kein sinnvolles Auffüllen der Jahre 1990-1994 zulassen.<sup>15</sup>

Die Simulationen zeigen, dass die Konsumgewinne durch Handel von circa 4,2% bis 9,7% des realen Konsums im Jahr 1995 auf circa 4,5% bis 13,0% angewachsen sind. Die Konsumgewinne sind, wie schon in Tabelle 3 erkennbar war, erheblich kleiner als die Einkommensgewinne, wobei hierfür vor allem die maßgeblich sind.<sup>16</sup>

**Tabelle 5 Zuwächse im realen Konsum pro Kopf in Euro durch Handel**

	realer Kon- sum pro Kopf	Handelsgewinne		
		perfekter Wettbewerb	monop. Wettbewerb	Melitz Mo- dell
1995	18.920	791	1.340	1.833
1996	19.141	754	1.300	1.772
1997	19.265	822	1.388	1.870
1998	19.542	867	1.461	1.945
1999	19.983	1.073	1.666	2.149
2000	20.386	1.496	2.138	2.705
2001	20.683	1.196	1.868	2.410
2002	20.649	497	1.207	1.706
2003	20.729	698	1.370	1.863
2004	20.846	520	1.245	1.770
2005	20.980	662	1.438	2.013
2006	21.316	812	1.653	2.299
2007	21.444	617	1.523	2.198
2008	21.767	810	1.716	2.425
2009	21.994	752	1.634	2.248
2010	22.150	1.008	2.035	2.734
2011	22.429	1.445	2.577	3.386
2012	22.645	1.145	2.303	3.112
2013	22.773	1.211	2.394	3.147
2014	23.009	1.025	2.245	2.990
<b>Zuwachs 1995-2014</b>				
in Euro	4.089	234	905	1.157
Wachstumsrate p.a.	0,79%	1,04%	2,09%	1,98%
Handelsbeitrag in %		5,7%	22,1%	28,3%

**Quelle:** Eigene Berechnungen auf Basis von Daten aus WIOD2016 und WIOD2013.

<sup>15</sup> Die Daten weichen teilweise dramatisch von der amtlichen Statistik ab, insbesondere hinsichtlich des Exportüberschusses.

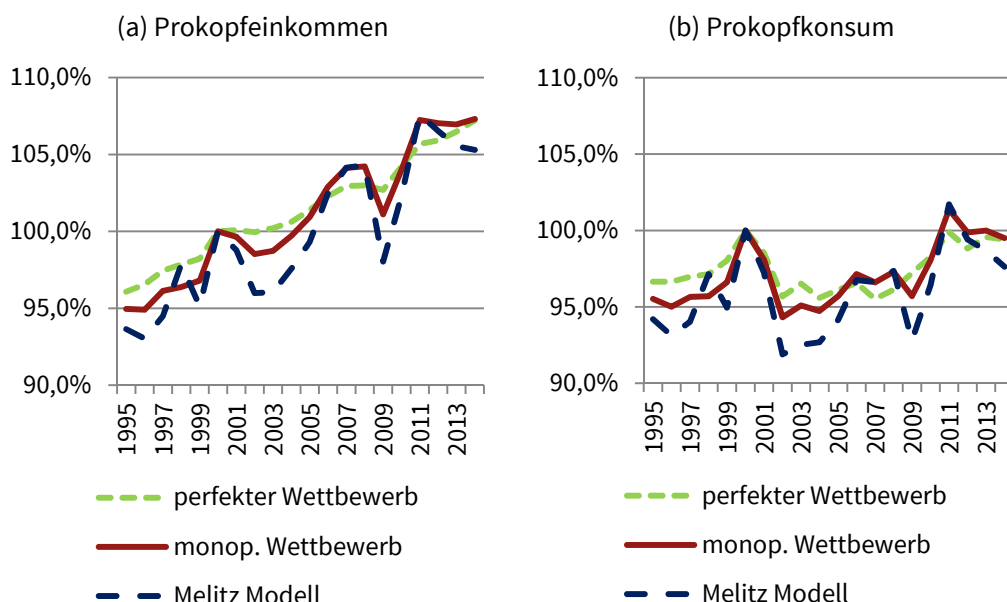
<sup>16</sup> Im Vergleich zwischen Prokopfeinkommen und Prokopfeinkommen ist hier aufgrund der statischen Natur des Modells und der Abwesenheit von Faktormobilität der Exportüberschuss und nicht der Leistungsbilanzüberschuss entscheidend.

Tabelle 5 betrachtet den realen Konsum in Euro. Dieser ist zwischen 1995 und 2014 um circa 4.089 Euro pro Kopf angewachsen; die jährliche Wachstumsrate von 0,79% lag dabei deutlich unter jener der Prokopfeinkommen. Dies hat mit zunehmenden Exportüberschüssen und einer abnehmenden Konsumquote am BIP zu tun. Der Anteil dieses Zuwachses, der auf die zunehmende Arbeitsteilung zurückzuführen ist, liegt je nach Modell zwischen 5,7% und 28,3%, wobei, wie in allen Analysen in dieser Studie, das Melitz Modell mit seinen größeren Effekten wegen seiner höheren Realitätsnähe zu bevorzugen ist.

## 4.6 Wohlfahrtseffekte relativ zum Basisjahr 2000

Die obigen Berechnungen vergleichen jedes Jahr mit dem kontrafaktischen Zustand der Autarkie. Abbildung 9 hingegen verwendet das Jahr 2000 als Vergleichsbasis, so dass für das Jahr 2000 jeweils ein Wert von 1 (bzw. 100%) abzutragen ist. Im Vergleich zu 2000 liegt im Jahr 2014 das aus internationaler Arbeitsteilung resultierende zusätzliche Prokopfeinkommen zwischen 5% und 7% höher; der reale Prokopfkonsument zwischen 0% und 2% niedriger. Im Jahr 1995 wäre das Prokopfeinkommen zwischen 4% und 6% niedriger gelegen als im Jahr 2000 wenn sich die Offenheit nicht erhöht hätte; der Prokopfkonsument wäre um zwischen 3% und 6% niedriger gelegen.

**Abbildung 9: Handelsgewinne: Prokopfeinkommen und Prokopfkonsument relativ zu 2000, Deutschland 1995-2014, Index: 2000=100.**



**Quelle:** Eigene Berechnungen auf Basis von Daten aus WIOD2016 und WIOD2016.

Der Vorteil des Vergleichs unterschiedlicher Jahre mit einem gemeinsamen Basisjahr besteht darin, dass nicht angenommen werden muss, die Modellparameter (insbesondere die Handelselastizitäten) wären in einem Autarkiezustand dieselben wie in tatsächlich beobachteten Gleichgewichten mit Handel. Ein Nachteil liegt in den höheren Datenanforderungen. Vor allem das Melitz-Modell reagiert hier stark, weil die Markteintrittsentscheidungen von Unternehmen (der extensive Rand) stark vom Exportüberschuss des jeweiligen Jahres getrieben werden. Daher betrachten wir in diesem Fall nicht das Melitz-Modell als das zu bevorzugende Modell sondern empfehlen, auf das Modell monopolistischen Wettbewerbs zu fokussieren.

Diese Analysen zeigen, dass Deutschland seit 1990 erheblich von zunehmender Offenheit profitiert hat. Der auf den Handel seit 1990 zurechenbare Zuwachs des realen Prokopfeinkommens beträgt im Melitz-Fall fast 4.000 Euro; jener des realen Prokopfkonzums seit 1995 fast 1.200 Euro. Hätte die Offenheit Deutschlands nicht zugenommen, wären diese Zugewinne gemäß den Simulationsrechnungen nicht angefallen. Die Analyse stellt auf die beobachtete Veränderung der Offenheit der Bundesrepublik ab und fragt nicht, welche Rolle Handelspolitik dabei gespielt hat. Dies wird im folgenden Abschnitt versucht.

# 5 Kontrafaktische Analyse: Die Wohlfahrtseffekte der Handelspolitik

## 5.1 Vorbemerkungen

Im Unterschied zum vorhergehenden Kapitel, in dem wir die Wohlfahrtseffekte einer wie auch immer zustande gekommenen Handelsoffenheit der Länder untersucht haben, greifen wir hier auf die ökonometrischen Ergebnisse aus Kapitel 3 zurück und unterstellen, dass die gemessenen Effekte diverser Liberalisierungsschritte rückabgewickelt werden.

Technisch ist die Vorgangsweise mit jener in Kapitel 4 verwandt. Es werden die gleichen Modelltypen, die gleiche Parametrisierung und die gleichen Basisdaten verwendet. Allerdings ist die komparativ statische Übung nun eine andere. Auf Basis der heute beobachtbaren Struktur der Weltwirtschaft stellen wir die Frage: Was wäre, wenn gewisse Integrationsschritte wie die Schaffung des Euros oder der Abschluss des Freihandelsabkommens mit Korea nicht erfolgt wären?

Der wesentliche Punkt ist, dass nun spezifische Handelskostenschocks benötigt werden. Diese können aus den ökonometrischen Schätzungen gewonnen werden; dazu müssen die Handelsschaffungseffekte nur mit den Handelselastizitäten verrechnet werden. Dies geschieht für alle 31 Sektoren des Modells. Wiederum werden die Ergebnisse stark davon abhängen, welche Modellstruktur eingesetzt wird.<sup>17</sup>

Weil in den Daten verschiedene Integrationsschritte beobachtbar sind, bilden wir für die Analyse Szenarien. In Summe betrachten wir 11 komparativ-statische Analysen; diese fallen in zwei Gruppen: Szenarien 1 bis 4 betreffen neue Abkommen, die erst ab 1990 in Kraft traten. Hier lässt sich jeweils unterscheiden zwischen einer Situation, in der diese Abkommen (gemeinsam oder einzeln) nie abgeschlossen wurden, oder, einer Situation, wo diese Abkommen wohl abgeschlossen wurden, Deutschland aber davon ausgeschlossen bleibt. Die Szenarien 5 bis 7 betreffen institutionelle Arrangements, die schon vor 1990 existierten (wie die EG/EU oder GATT/WTO). Hier sind es Erweiterungen der EU oder WTO oder neue Freihandelsabkommen der EU, deren Effekte untersucht werden; eine gesondertes "treatment" Deutschlands macht in diesem Kontext keinen Sinn.

<sup>17</sup> Technische Details werden im Anhang vorgestellt.

**1A:** Alle in der Ökonometrie berücksichtigten Integrationsschritte werden für alle Länder im Sample annulliert.

**1B:** Alle in der Ökonometrie berücksichtigten Integrationsschritte werden nur für Deutschland im Sample annulliert.

**2A:** Alle in der Ökonometrie berücksichtigten Integrationsschritte der EU (Beitritte, Freihandelsabkommen mit Dritten, Euro, Schengen) werden für alle Länder im Sample annulliert.

**2B:** Alle in der Ökonometrie berücksichtigten Integrationsschritte der EU (Beitritte, Freihandelsabkommen mit Dritten, Euro, Schengen) werden nur für Deutschland im Sample annulliert.

**3A:** Die Schaffung des Euro wird komplett annulliert.

**3B:** Annahme, Deutschland wäre nicht der Eurozone beigetreten.

**4A:** Die Schaffung des Schengenraums wird komplett annulliert.

**4B:** Annahme, Deutschland wäre nicht dem Schengenraum beigetreten.

**5:** Die Beitritte neuer Mitgliedsstaaten in die EU werden vollständig annulliert.

**6:** Die Freihandelsabkommen der EU mit Dritten werden vollständig annulliert.

**7:** Alle Neubeitritte in die WTO werden annulliert.

## 5.2 Ergebnisse

Tabelle 6 berichtet Wohlfahrtseffekte für Deutschland, die bei der Aufkündigung bestimmter Integrationsschritte im Vergleich zum beobachtbaren Status Quo des Jahres 2011 entstehen würden.<sup>18</sup> Wie schon mehrmals betont handelt es sich hierbei um Untergrenzen, weil wichtige Kanäle, über die Handel auf die wirtschaftliche Wohlfahrt wirken, ausgeblendet sind. Hier sind vor allem dynamische Handelsgewinne zu nennen, die durch eine Stimulierung von Forschung und Entwicklung entstehen, sowie pro-kompetitive Effekte, die durch eine Absenkung von Monopolaufschlägen zu Stande kommen. In Tabelle 6 beschränken wir uns auf Modelle mit Vorleistungsverflech-

<sup>18</sup> Das Jahr 2011 (WIOD-Welle 2013) wurde gewählt, weil für das Jahr 2014 (WIOD-Welle 2016) und für das für uns präferierte Melitz-Modell keine Konvergenz hergestellt werden konnte. Die Wahl des Basisjahres bedeutet nicht, dass die Integrationsschritte zwischen 2011 und 2016 nicht berücksichtigt sind. Die weiter unten ausgewiesenen Effekte sind die Summe aus einer ex post Analyse von bereits in den Daten ist einschließlich 2011 abgebildeten Maßnahmen, und einer ex ante Analyse von zwischen 2011 und 2016. Allerdings wurden nach 2011 keine nennenswerten handelspolitischen Initiativen umgesetzt, so dass die zusätzlichen Änderungen nicht ins Gewicht fallen. Im Wesentlichen geht es um den WTO Beitritt Russlands 2012, der aber keine nachweislichen Handelseffekte hatte, um den Beitritt Lettlands und Litauens in die Eurozone, um den Beitritt Kroatiens in die EU, und um die Freihandelsabkommen mit der Ukraine, Georgien, Moldawien und Serbien. All diese Maßnahmen fallen quantitativ nicht ins Gewicht, wie der Vergleich konvergenter Modelle mit Basisjahr 2011 bzw. 2014 zeigt.

tungen, die offensichtlich realistischer sind als jene, die solche Verknüpfungen nicht aufweisen.

**Tabelle 6 Wohlfahrtseffekte für Deutschland bei Annullierung bestimmter Integrationsschritte seit 1990 relativ zum Status Quo**

Szenario	#	Annullierung ...	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			Handelsbilanz auf Null gesetzt			Handelsbilanz wie Status Quo		
			PW	MW	M	PW	MW	M
<b>1A</b>		... aller Integrationsschritte	-3,6%	-4,4%	-5,0%	-3,7%	-4,1%	-5,3%
<b>1B</b>		... deutscher Integrationsschritte	-3,8%	-4,6%	-5,1%	-3,8%	-4,3%	-4,8%
<b>2A</b>		... der EU-Integration	-3,1%	-3,9%	-4,5%	-3,1%	-4,1%	-4,6%
<b>2B</b>		... der deutschen EU-Integration	-3,2%	-3,9%	-4,5%	-3,2%	-3,7%	-4,1%
<b>3A</b>		... der Eurozone	-0,3%	-0,4%	-0,4%	-0,3%	-0,4%	-0,4%
<b>3B</b>		... des Beitritts Deutschlands	-0,4%	-0,5%	-0,6%	-0,4%	-0,3%	-0,2%
<b>4A</b>		... des Schengen-Raumes	-0,6%	-0,8%	-1,0%	-0,6%	-0,8%	-0,9%
<b>4B</b>		... des Beitritts Deutschlands	-0,8%	-0,9%	-1,1%	-0,8%	-0,7%	-0,7%
<b>5</b>		... der EU-Beitritte	-2,4%	-3,1%	-3,6%	-2,4%	-3,3%	-3,7%
<b>6</b>		... der FHA der EU mit Drittstaaten	-0,1%	-0,1%	-0,1%	-0,1%	-0,0%	-0,0%
<b>7</b>		... der Neubeiitritte zur WTO	-0,5%	-0,5%	-0,6%	-0,5%	-0,8%	-0,8%

**Quelle:** WIOD 2013. Berechnungen des ifo. PW: Perfekter Wettbewerb, MW: Monopolistischer Wettbewerb (Krugman, 1980), M: Melitz (2003). Nur Modelle mit nationalen und internationalen Vorleistungsverflechtungen.

Außerdem sei darauf hingewiesen, dass es bei der hier vorgenommenen komparativ statischen Untersuchung keinen Unterschied macht, ob man auf reale Einkommen oder realen Konsum blickt, weil sich das kontrafaktische Gleichgewicht hinsichtlich des Handelsbilanzsaldos annahmegemäß nicht vom beobachteten Zustand unterscheidet.<sup>19</sup> Allerdings lässt sich der Status Quo unterschiedlich handhaben. In Spalten (1) bis (3) wurde der beobachtete Saldo der Handelsbilanz für alle Länder auf Null gesetzt. Unter dieser Vorgabe wurden alle endogenen Größen des Modells simuliert, so dass das Ausgangsgleichgewicht hinsichtlich der Handelsbilanz bereits kontrafaktisch ist. Ausgehend von diesem Ausgangsgleichgewicht wurden dann die beschriebenen handelspolitischen Szenarien umgesetzt. Spalten (4) bis (6) halten die im Status Quo

<sup>19</sup> In dem hier verwendeten statischen Modell ist der Handelsbilanzüberschuss exogen. Er hat daher nur Auswirkungen auf die Simulationsergebnisse, wenn er sich in den Daten über die Zeit verändert.



beobachteten Salden relativ zur globalen Wertschöpfung (dem Weltbruttoinlandsprodukt) konstant.

Deutschland würde, gegeben die Technologie des Jahres 2011, heute um zwischen 3,6% und 5,3% ärmer sein, wenn alle zwischen 1990 und 2011 erfolgten Integrations-schritte annulliert würden. Wieder zeigt sich, dass die Effekte im Melitz Modell am stärksten ausfallen würden. Die Behandlung des Exportüberschusses macht hingegen nur einen relativ kleinen Unterschied aus. Außerdem macht es kaum einen Unterschied ob Deutschland allein die Integrationsschritte rückgängig macht, oder ob alle im Sample vertretenen Länder sich in den Zustand von vor 1990 zurückversetzten; um dies zu sehen, ist das Szenario 1A mit 1B zu vergleichen.

Der Großteil dieser Effekte ist auf Elemente der EU Integration zurückzuführen, und hier vor allem auf die seit 1990 erfolgte Erweiterung der Union von 12 auf 28 Mitgliedsstaaten. Eine Annullierung der europäischen Währungsunion würde die Wohlfahrt Deutschlands um zwischen 0,2% und 0,6% absinken lassen. Hier sei bemerkt, dass sich diese Effekte allein aus der Erhöhung von währungsbedingten Transaktionskosten ergeben, und nicht aus anderen Effekten (zum Beispiel einer bei einem Zusammenbrechen der Eurozone resultierende Aufwertung der deutschen Währung). Die Rückabwicklung der Schengenzone würde hingegen mit etwas größeren negativen Effekten zu Buche schlagen.<sup>20</sup>

Die Rückabwicklung des WTO Beitritts Chinas im Jahr 2001 würde zu einer Verminderung der Wohlfahrt zwischen 0,5% und 0,8% führen; die Annullierung der von der EU in diesem Zeitraum ausverhandelten Freihandelsabkommen würde hingegen nur einen sehr kleinen negativen Effekt zeitigen. Der Grund dafür ist, dass diese Abkommen – mit der Ausnahme von Korea im Jahr 2011 – mit kleinen und/oder armen Abkommen geschlossen wurden. Die zur Diskussion stehenden Abkommen mit Japan oder den USA (TTIP) würden hingegen aufgrund der Größe der beteiligten Volkswirtschaften zu höheren Effekten führen.

Die Analyse legt nahe, dass ungefähr ein Viertel der seit 1990 angefallenen wohlfahrtssteigernden Effekte des Handels (von circa 22% im Melitz-Modell) auf konkrete Maßnahmen der EU oder Deutschlands zurückzuführen sind. Die restlichen drei Viertel sind von folgenden Änderungen getrieben: (i) technologische Veränderungen, die zu einer Absenkung der internationalen Transaktionskosten geführt haben (z.B. die Digitalisierung der internationalen Logistik, geringer Telekommunikationskosten, etc.), (ii) multilaterale Maßnahmen, wie die Schaffung der Welthandelsorganisation (WTO) als insti-

<sup>20</sup> Dies mag zunächst angesichts der etwas größeren Schätzergebnisse in Tabellen 1 und 2 für die Euroeinführung als für das Schengenabkommen verwunderlich erscheinen. Allerdings sind für die Simulationsergebnisse die sektorspezifischen Schätzer relevant; siehe dazu den Anhang.

tutionelle Einrahmung des GATT im Jahr 1995, was vor allem für den Dienstleistungshandel von hoher Relevanz war<sup>21</sup>, und (iii) unilaterale Maßnahmen von Handelspartnern wie Indien, Brasilien, und auch – in geringerem Ausmaß – China, die zu einer einseitigen Absenkung der Zölle und anderer Handelsbarrieren geführt haben. Die Effekte solcher unilateraler Maßnahmen sind in den Berechnungen nicht enthalten.

Tabelle 7 vergleicht die Wohlfahrtseffekte einer Annullierung aller Integrationsschritte seit 1990 (Szenario 1A) für verschiedene Länder. Eine Reihe von Beobachtungen sind hier wichtig.

Erstens, es existiert ein erhebliches Maß an Heterogenität über die Länder hinweg. Unter den EU Staaten würden vor allem die kleineren Mitglieder wie Irland, Ungarn, Belgien, Tschechien, Österreich oder die Niederlande stark verlieren. Deutschland wäre aber deutlich stärker betroffen als alle anderen großen EU Mitglieder wie Spanien, Frankreich, Italien, oder Großbritannien, deren Verluste teilweise bei weniger als der Hälfte der deutschen liegen würden. Die Anreize für eine Beibehaltung der offenen Handelsordnung sind daher unterschiedlich verteilt. Vor allem Großbritannien ist relativ wenig betroffen.

Zweitens, China würde durch eine Annullierung seines WTO Beitrittes (und der anderen betrachteten Maßnahmen) massiv verlieren, und zwar deutlich mehr als alle anderen großen Volkswirtschaften. Für die USA wären die Verluste hingegen weitgehend unerheblich.

Drittens, obwohl unsere Szenarien stark auf Europa und China zugeschnitten sind, und die hier erfolgten Liberalisierungsschritte zu Handelsumlenkung auf Kosten anderer Staaten geführt haben könnten, finden wir mit der Ausnahme Brasiliens kein Land, das von einer Rückabwicklung profitieren würde.<sup>22</sup> Der Grund hierfür liegt in der Tatsache, dass die Liberalisierungsmaßnahmen zwar zu Substitutionseffekten, aber auch zu Einkommenseffekten geführt haben, und letztere scheinen zu überwiegen. Mit anderen Worten, die zusätzlichen Einkommen in den liberalisierenden Ländern haben auch den Drittstaaten genutzt. Dafür sind auch die mittlerweile den Globus umspannenden internationalen Wertschöpfungsnetzwerke verantwortlich, die in unseren Simulationen angelegt sind, sofern wir Input-Output Verknüpfungen zulassen (wie wir das in Tabelle 7 tun).

<sup>21</sup> Das Trade Facilitation Agreement, welches von vielen Beobachtern als das erste maßgebliche multilaterale Abkommen seit der Gründung der WTO bezeichnet wird, ist erst im Februar 2017 in Kraft getreten; siehe dazu Yalcin und Beier (2017).

<sup>22</sup> Das Residualaggregat „RoW“ (Rest of the World) verzeichnet auch kleine negative Effekte.

**Tabelle 7 Wohlfahrtseffekte bei Annullierung aller Integrationsschritte seit 1990 im Sample (Szenario 1A) relativ zum Status Quo**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<b>Handelsbilanz auf Null gesetzt</b>			<b>Handelsbilanz wie Status Quo</b>		
	PW	MW	M	PW	MW	M
IRL	-8,6%	-14,1%	-16,7%	-8,9%	-14,0%	-17,3%
HUN	-8,8%	-11,8%	-16,3%	-8,9%	-11,8%	-16,3%
BEL	-8,7%	-11,5%	-14,2%	-8,7%	-11,7%	-14,4%
CZE	-7,8%	-10,8%	-14,5%	-7,8%	-10,8%	-14,1%
SVK	-7,7%	-9,4%	-12,2%	-7,7%	-9,0%	-10,9%
AUT	-5,9%	-7,1%	-7,7%	-5,9%	-7,0%	-8,4%
NLD	-6,7%	-8,6%	-9,0%	-6,7%	-7,8%	-8,2%
POL	-4,6%	-6,3%	-8,0%	-4,6%	-6,3%	-7,8%
SVN	-6,4%	-9,4%	-6,1%	-6,4%	-6,4%	-7,7%
CHN	-2,0%	-3,4%	-6,5%	-2,0%	-3,4%	-6,8%
DNK	-4,2%	-5,7%	-6,1%	-4,2%	-5,7%	-6,4%
FIN	-3,8%	-4,8%	-5,5%	-3,8%	-4,8%	-5,8%
SWE	-3,8%	-4,6%	-5,0%	-3,8%	-4,4%	-5,3%
<b>DEU</b>	<b>-3,6%</b>	<b>-4,4%</b>	<b>-5,0%</b>	<b>-3,7%</b>	<b>-4,1%</b>	<b>-5,3%</b>
PRT	-3,8%	-4,5%	-5,1%	-3,8%	-4,6%	-5,2%
KOR	-1,8%	-2,6%	-3,9%	-1,8%	-2,6%	-4,1%
ESP	-2,7%	-3,3%	-3,7%	-2,7%	-3,3%	-3,8%
ITA	-2,5%	-2,8%	-3,3%	-2,5%	-3,0%	-3,6%
FRA	-2,4%	-2,7%	-3,0%	-2,4%	-2,8%	-3,3%
GBR	-2,9%	-2,3%	-2,3%	-2,9%	-2,5%	-2,9%
ROM	-0,9%	-1,0%	-0,9%	-0,9%	-1,2%	-1,8%
GRC	-1,7%	-1,2%	-1,4%	-1,8%	-1,3%	-1,3%
MEX	-0,8%	-0,9%	-1,5%	-0,8%	-1,2%	-1,1%
TUR	-0,8%	-0,4%	-0,5%	-0,8%	-0,6%	-0,9%
AUS	-1,2%	-0,8%	-0,7%	-1,2%	-0,8%	-0,7%
JPN	-0,3%	-0,4%	-0,4%	-0,3%	-0,4%	-0,4%
TWN	-1,4%	0,0%	-0,3%	-1,4%	-0,1%	-0,3%
USA	-0,3%	-0,2%	-0,3%	-0,3%	-0,3%	-0,2%
BRA	-0,1%	0,0%	0,0%	-0,1%	0,0%	-0,2%
CAN	-0,9%	-0,9%	-1,0%	-0,9%	-0,4%	-0,1%
IDN	-0,6%	-1,1%	-1,6%	-0,6%	-1,2%	0,0%
RUS	-1,0%	-0,7%	-0,4%	-1,0%	-0,5%	0,5%
RoW	0,3%	0,4%	0,5%	0,3%	0,4%	0,8%
IND	-0,4%	-0,3%	-0,4%	-0,4%	1,0%	1,9%

**Quelle:** WIOD 2013. Berechnungen des ifo. PW: Perfekter Wettbewerb, MW: Monopolistischer Wettbewerb (Krugman, 1980), M: Melitz (2003). RoW: Rest of World. Nur Modelle mit nationalen und internationalen Vorleistungsverflechtungen.

## 6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Deutschland ist seit 1990 durch die Ostöffnung und die Beitritte von 16 neuen Mitgliedern in die EU, durch den Aufstieg Chinas und seinen Beitritt in die WTO im Jahr 2001, durch die Einführung des Euro 1999, der Schaffung der Schengenzone im selben Jahr und durch verschiedene Freihandelsabkommen der EU mit Drittstaaten deutlich offener geworden. Seit 1990 haben sich der Anteil des Welthandels, der den Regeln der Welthandelsorganisation (WTO) unterliegt, von 78% im Jahr 1990 auf 99% im Jahr 2016 erhöht und die Anzahl der Mitglieder von 99 auf 164.

Der Anteil der Exporte am BIP hat sich zwischen 1990 und 2016 von 20% auf 46% und jener der Importe von 20% auf 38% erhöht. Die heimische Wertschöpfung, die hinter Güter- und Dienstleistungsexporte steckt, hat sich auf 32% im Jahr 2014 erhöht; im Jahr 2000 lag er noch bei 24%.

In dieser Studie haben wir uns mit den Wohlfahrtseffekten der Öffnung der deutschen Volkswirtschaft seit 1990 befasst. Wir haben dazu moderne Methoden der quantitativen Außenhandelsforschung verwendet.

Die ökonomische ex post Evaluierung mit Hilfe eines modernen Gravitationsmodells zeigt, dass die unterschiedlichen handelspolitischen Maßnahmen zu einer erheblichen Zunahme des Waren- und Dienstleistungshandels Deutschlands geführt haben. So hat die EU Osterweiterung den Warenhandel Deutschlands mit den neuen Mitgliedern um 60,3% angeschoben und den Dienstleistungshandel um 54%; die Einführung des Euro hatte einen positiven Effekt auf den Güterhandel von 11,3%, nicht aber auf den Dienstleistungshandel; die Freihandelsabkommen haben den bilateralen Warenhandel Deutschlands insgesamt um 14,7% steigen lassen und den Dienstleistungshandel um 25,7%. Der Beitritt Chinas in die WTO ließ die Warenexporte Deutschlands nach China um 122,3% und die Exporte um 148,2% steigen, während im Dienstleistungshandel Zuwächse von 80,4% bzw. 89,1% zu verzeichnen waren.

Zur Simulation von Wohlfahrtseffekten haben wir die neuesten quantitativen Handelsmodelle zum Einsatz gebracht. Vergleicht man den beobachteten Status Quo aus 2014 mit einem hypothetischen (kontrafaktischen) Autarkiezustand, so ist das reale Prokopfeinkommen in Deutschland im realistischsten Modell um 22% höher als in der Autarkie, und der reale Prokopfkonzum um 13%. Im Vergleich mit Ländern mit ähnlich großen Binnenmärkten ist der Einkommenseffekt relativ groß, der Effekt auf den Konsum ist aber nur durchschnittlich, vor allem aufgrund des hohen Exportüberschusses Deutschlands.

Im Zeitablauf haben sich die realen Prokopfeinkommensgewinne Deutschlands im realistischsten Modell durch Teilnahme an der internationalen Arbeitsteilung von circa

13% des Prokopfeinkommens im Jahr 1990 auf 22% im Jahr 2014 erhöht. Im Krisenjahr 2009 sind die Handelsgewinne um circa 2%-Punkte gefallen. Betragen die realen Handelsgewinne im Jahr 1990 circa 3.000 Euro, so sind sie bis 2014 auf fast 7.000 Euro angewachsen. Somit betrug der Beitrag der vertieften internationalen Arbeitsteilung zum Wachstum des realen Prokopfeinkommens (von circa 19.000 Euro auf fast 32.000 Euro) knapp 46%.

Der Anteil des realen Prokopfkonsums, der im Jahr 1995 auf Handel zurückzuführen war, betrug unter Zugrundelegung des realistischsten Modells 9%; dieser ist bis 2014 auf circa 13% angewachsen. Damit ist etwas mehr als 28% des Zuwachses im Prokopfkonsum seit 1995 auf den internationalen Handel zurückzuführen (das sind 1.200 Euro). Die Tatsache, dass diese Analyse die Jahre 1990-1994 aus Datengründen nicht inkludiert, hat vermutlich keinen wesentlichen Einfluss auf die Ergebnisse, weil in dieser Zeit die deutsche Wiedervereinigung zu einer stärkeren Binnenmarktorientierung geführt hatte.

Die in der empirischen Analyse auf ihre handelsschaffenden Effekte untersuchten Liberalisierungsmaßnahmen können auf ihre Wohlfahrtseffekte in Deutschland untersucht werden, indem die zwischen 1990 und 2014 erfolgten Liberalisierungsschritte annulliert werden und das so entstehende kontrafaktische Gleichgewicht mit dem Status Quo verglichen wird. Wenn alle erfolgten Schritte rückabgewickelt werden, würde die deutsche Wohlfahrt im realistischsten Modell um circa 5,3% sinken; davon macht die EU Integration den Löwenanteil aus (circa 4,6%-Punkte); der Beitritt Chinas in die WTO ist für die restlichen 0,8%-Punkte zuständig. Innerhalb des Bereiches der EU Integration sind die Beitritte von 16 neuen Mitgliedsstaaten seit 1990 am wichtigsten; doch auch die Errichtung der Eurozone und des Schengenraumes haben messbare positive Effekte gezeitigt, so dass ihre Annullierung zu einem Rückgang der deutschen Wohlfahrt von 0,4% bzw. 0,9% generieren würde.

Gemäß unserer Berechnungen ist mindestens ein Viertel der seit 1990 entstandenen Handelsgewinne auf konkrete handelspolitische Maßnahmen zurückzuführen; der Rest entfällt auf technologische und infrastrukturelle Verringerungen der internationalen Handelskosten und auf die oben genannten nicht erfassten Liberalisierungsschritte.

Diese Studie ist ein erster Versuch einer möglichst umfassenden Quantifizierung. Sie beantwortet wichtige Fragen in einem systematischen Ansatz, lässt aber Fragen offen. So bleiben kurzfristige Anpassungskosten oder die externen Kosten erhöhter CO<sub>2</sub>-Ausstöße durch vermehrten Gütertransport unberücksichtigt. Die unterstellte Wohlfahrtsfunktion beschränkt sich außerdem auf den materiellen Durchschnittswohlstand; Verteilungseffekte bleiben außen vor.

## Literatur

- Aichele, R., G. Felbermayr und I. Heiland, 2016. Going Deep: The Trade and Welfare Effects of TTIP Revised, *Ifo Working Paper No. 219*.
- Anderson, J. und E. van Wincoop, 2003. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle, *American Economic Review* 93(1): 170-192.
- Arkolakis, C., A. Costinot und A. Rodriguez-Clare, 2012. New Trade Models, Same Old Gains? *American Economic Review* 102(1): 94-130.
- Bagwell, K. und R. Staiger (Hrsg.), 2016. Handbook of Commercial Policy. Elsevier (Amsterdam).
- Baldwin, R., DiNino, V., Fontagné, L., De Santis, R. und D. Taglioni, 2008. *Study on the Impact of the Euro on Trade and Foreign Direct Investment*. Tech. rep., Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
- Baldwin, R. und D. Taglioni, 2007. Trade Effects of the Euro: A Comparison of Estimators, *Journal of Economic Integration* 22 (4), 780-818.
- Baier, S. und J. Bergstrand, 2007. Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? *Journal of International Economics* 71: 72-95.
- Berger, H. und V. Nitsch, 2008. Zooming Out: The Trade Effect of the Euro in Historical Perspective, *Journal of International Money and Finance* 27 (8), 1244-1260,
- Bergin, P. und C. Lin, 2012. The Dynamic Effects of a Currency Union on Trade, *Journal of International Economics* 87 (2), 191-204.
- Bergstrand, J., Larch, M. und Y. Yotov, 2015. Economic Integration Agreements, Border Effects, and Distance Elasticities in the Gravity Equation, *European Economic Review* 78, 307-327.
- Bernard, A., J. B. Jensen, S. Redding und P. Schott, 2012. The Empirics of Firm Heterogeneity and International Trade, *Annual Review of Economics* 4: 283-313.
- Bun, M. und F. Klaassen, 2007. The Euro Effect on Trade is Not as Large as Commonly Thought, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69 (4), 473-496.
- Caliendo, L. und F. Parro, 2015. Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA; *Review of Economic Studies* 82 (1), 1-44.
- Camarero, M., E. Gómez und C. Tamarit, 2014. Is the Euro Effect on Trade So Small After All? New Evidence Using Gravity Equations with Panel Cointegration Techniques. *Economics Letters* 124 (1), 140-142.

- Costinot, A. und A. Rodriguez-Clare, 2014. Trade Theory with Numbers: Quantifying the Consequences of Globalization, in G. Gopinath, E. Helpman and K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics* Vol. 5, 197–261.
- Dai, M., Y. Yoto und T. Zylkin, 2014. On the Trade-diversion Effects of Free Trade Agreements, *Economics Letters* 122, 321-325.
- Dutt, P., I. Mihov und T. Van Zandt, 2013. The effect of WTO on the extensive and the intensive margins of trade, *Journal of International Economics* 91(2), 204-219.
- Eaton, J. und S. Kortum, 2002. Technology, Geography, and Trade, *Econometrica* 70(5): 1741–79.
- Felbermayr, G. Gröschl, J. und T. Steinwachs, 2017a. The Trade Effects of Border Controls: Evidence from the European Schengen Agreement, *Journal of Common Market Studies*, forthcoming.
- Felbermayr, G. Gröschl, J. und I. Heiland, 2017b. Undoing Europe in a New Quantitative Trade Model, *CESifo Working Paper*, im Erscheinen.
- Felbermayr, G., und M. Steininger, 2016. Wie gefährlich ist die angekündigte Handelspolitik von Donald Trump?, *ifo Schnelldienst* 69 (22): 34-41.
- Felbermayr, G., B. Jung und M. Larch, 2013. Optimal Tariffs, Retaliation and the Welfare Loss from Tariff Wars in the Melitz Model. *Journal of International Economics* 89(1), 13-25.
- Felbermayr, G., B. Jung und M. Larch, 2015. The Welfare Consequences of Import Tariffs: A Quantitative Perspective, *Journal of International Economics* 97(2), 295-309.
- Hoekman, Bernard (editor), 2015. *The Global Trade Slowdown: A New Normal*, VoxEU/CEPR E-Book, <http://voxeu.org/content/global-trade-slowdown-new-normal>
- Flam, H., und H. Nordström, 2006. Trade Volume Effects of the Euro: Aggregate and Sector Estimates. *Seminar Paper* No. 746, Institute for International Economic Studies.
- Head, K. und T. Mayer, 2014. Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook, in G. Gopinath, E. Helpman and K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics* Vol. 4, 131–195.
- Head, K., Mayer, T. und J. Ries, 2010. The Erosion of Colonial Trade Linkages after Independence. *Journal of International Economics* 81(1), 1-14.
- Jung, B., und W. Kohler, 2017. Wie vorteilhaft ist internationaler Handel? Ein neuer Ansatz zur Vermessung der Gewinne, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 18(1), 32-55.
- Johnson, R. und G. Noguera, 2012. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added, *Journal of International Economics* 86 (2), 224-236.

- Krugman, P. 1980, Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade, *American Economic Review* 70(5): 950–9.
- Lenzen, M., D. Moran, K. Kanemoto und A. Geschke, 2013. Building Eora: a Global Multi-Region Input-Output Database at High Country and Sector Resolution. *Economic Systems Research* 25(1): 20–49.
- Lodefalk, M., 2014. The Role of Services for Manufacturing Firm Exports, *Review of World Economics*, 150(1), 59–82.
- Melitz, M., 2013. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity, *Econometrica* 71(6): 1695–1725.
- Melitz, M. und D. Redding, 2014. Heterogeneous Firms and Trade, in G. Gopinath, E. Helpman and K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics* Vol. 5, 1–54.
- Micco, A., Stein, E. und G. Ordoñez, 2003. The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence from EMU, *Economic Policy* 18 (37), 315–356.
- Narayanan, G., Badri, A. und R. McDougall, 2015. *Global Trade, Assistance, and Production, The GTAP 9 Data Base*, Center for Global Trade Analysis, West Lafayette: Purdue.
- Santos Silva, J. und S. Tenreyro, 2006. The Log of Gravity, *Review of Economics and Statistics* 88(4), 641–658.
- Timmer, M., Dietzenbacher, E., Los, B., Stehrer, R. und G. Vries, 2015. An Illustrated User Guide to the World Input–Output Database: the Case of Global Automotive Production, *Review of International Economics* 23 (3), 575–605.
- Wang, Z., S.-J. Wei und Zhi, 2013. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels, *NBER Working Paper* 19677.
- Yalcin, E. und F. Beier, 2017. Fortschritte in der globalen Handelsliberalisierung: Das WTO-Abkommen über Handelserleichterungen, *ifo Schnelldienst* 70(7): 40–50.
- Yalcin, E., G. Felbermayr und M. Steininger, 2017. *Konsequenzen einer protektionistischen Handelspolitik der USA*, ifo Forschungsberichte 88, ifo Institut.



## Appendix 1: Detaillierte Statistiken zu Kapitel 3

**Tabelle 8: Sektorale Zusammensetzung und Elastizitäten**

#	Sektor	Elastizität
1	Land-, Jagd-, Forstwirtschaft und Fischerei	2.046
2	Bergbau	3.584
3	Nahrung, Getränke und Tabak	1.634
4	Textil und Leder	3.584
5	Holz und Holzprodukte	3.518
6	Papier, Druck und Reproduktion aufg. Medien	1.378
7	Kohle und raffiniertes Erdöl	6.039
8	Chemische und Pharmazeutische Erzeugnisse	4.521
9	Kautschuk und Plastik	2.815
10	Andere nicht-metallische Mineralien	1.417
11	Grundmetalle und verarbeitete Metalle	3.744
12	Maschinenbau	7.509
13	Elektrische Maschinen, elektr. und optische Waren	5.990
14	Fahrzeuge und andere Beförderungsmittel	4.562
15	Andere Waren und Recycling	1.559
16	Energie- und Wasserversorgung	1.559
17	Baugewerbe	1.559
18	Großhandel	1.559
19	Einzelhandel ausgenommen Kraftfahrzeuge	1.559
20	Gastgewerbe	1.559
21	Landverkehr	1.559
22	Wassertransport	1.559
23	Lufttransport	1.559
24	Andere Transportdienstleistungen; Reisebüros	1.559
25	Post und Kurier	1.559
26	Finanz- und Versicherungsdienstleistungen	1.559
27	Grundstücks- und Wohnungswesen	1.559
28	Vermietung und andere Geschäftsdienstleistungen	1.559
29	Erziehung und Unterricht	1.559
30	Gesundheits- und Sozialwesen	1.559
31	Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialwesen; andere Dienstleistungen	1.559

Quelle: WIOD 2013, WIOD 2016 und Felbermayr et al. (2017b).

Tabelle 9: Sektoraler Warenhandel, Fahrzeuge &amp; Andere Beförderungsmittel, 2000 – 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,766*** (0,13)		0,766*** (0,13)	0,821*** (0,13)	0,676*** (0,15)	0,677*** (0,15)	0,767*** (0,13)	0,767*** (0,13)
Euro	-0,017 (0,11)	-0,013 (0,11)		-0,014 (0,11)	-0,013 (0,11)	-0,012 (0,11)	-0,017 (0,11)	-0,017 (0,11)
Schengen	0,105** (0,04)	0,103** (0,04)	0,105** (0,04)	0,103** (0,04)	0,106** (0,04)	0,106** (0,04)	0,104** (0,04)	0,105** (0,04)
FHA	0,434*** (0,08)	0,435*** (0,08)	0,435*** (0,08)				0,435*** (0,08)	0,435*** (0,08)
WTO CHN	1,026*** (0,11)	1,026*** (0,11)	1,026*** (0,11)	1,027*** (0,11)	1,034*** (0,11)	1,034*** (0,11)		
WTO RUS	0,353*** (0,13)	0,353*** (0,13)	0,353*** (0,13)	0,353*** (0,13)	0,352*** (0,13)	0,352*** (0,13)		0,355*** (0,13)
EU27		0,832*** (0,13)						
DEU EU		0,719*** (0,14)						
EU Euro			0,116 (0,17)					
DEU Euro			-0,086 (0,10)					
FHA ex. DEU				0,426*** (0,09)				
DEU FHA				0,534*** (0,11)				
FHA ex. KOR					0,344*** (0,12)	0,345*** (0,12)		
EU KOR					0,681*** (0,14)			
EU27 KOR						0,750*** (0,16)		
DEU KOR						0,505*** (0,13)		
WTO CHN ex DEU							0,902*** (0,12)	0,913*** (0,12)
WTO CHN DEU							1,564*** (0,19)	
WTO RUS ex DEU							0,338*** (0,13)	
WTO RUS DEU							0,426*** (0,14)	
WTO CHN DEU								0,599*** (0,14)
WTO DEU CHN								1,700*** (0,14)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.735.

Tabelle 10: Sektoraler, Warenhandel, Grundmetalle &amp; verarbeitete Metalle, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,584*** (0,07)		0,584*** (0,07)	0,594*** (0,07)	0,571*** (0,08)	0,571*** (0,08)	0,585*** (0,07)	0,585*** (0,07)
Euro	0,114*** (0,04)	0,114*** (0,04)		0,115*** (0,04)	0,115*** (0,04)	0,115*** (0,04)	0,114*** (0,04)	0,114*** (0,04)
Schengen	0,092*** (0,03)	0,092*** (0,03)	0,092*** (0,03)	0,092*** (0,03)	0,092*** (0,03)	0,092*** (0,03)	0,091*** (0,03)	0,092*** (0,03)
FHA	0,273*** (0,05)	0,273*** (0,05)	0,273*** (0,05)				0,274*** (0,05)	0,274*** (0,05)
WTO CHN	0,305*** (0,09)	0,305*** (0,09)	0,305*** (0,09)	0,305*** (0,09)	0,306*** (0,09)	0,307*** (0,09)		
WTO RUS	0,112** (0,05)	0,112** (0,05)	0,112** (0,05)	0,112** (0,05)	0,112** (0,05)	0,112** (0,05)		0,112** (0,05)
EU27		0,581*** (0,07)						
DEU EU		0,587*** (0,09)						
EU Euro			0,093* (0,05)					
DEU Euro			0,148*** (0,04)					
FHA ex. DEU				0,270*** (0,05)				
DEU FHA				0,302*** (0,07)				
FHA ex. KOR					0,260*** (0,06)	0,260*** (0,06)		
EU KOR					0,344*** (0,06)			
EU27 KOR						0,313*** (0,08)		
DEU KOR						0,424*** (0,06)		
WTO CHN ex DEU							0,272*** (0,08)	0,273*** (0,08)
WTO CHN DEU							0,665*** (0,15)	
WTO RUS ex DEU							0,102* (0,05)	
WTO RUS DEU							0,159 (0,11)	
WTO CHN DEU								0,333*** (0,11)
WTO DEU CHN								0,815*** (0,10)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.735.

Tabelle 11: Sektoraler Warenhandel, Chemische &amp; Pharmazeutische Erzeugnisse, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,686*** (0,08)		0,686*** (0,08)	0,719*** (0,09)	0,617*** (0,09)	0,616*** (0,09)	0,688*** (0,08)	0,688*** (0,08)
Euro	0,054 (0,07)	0,053 (0,07)		0,056 (0,07)	0,056 (0,07)	0,056 (0,07)	0,054 (0,07)	0,054 (0,07)
Schengen	0,131*** (0,03)	0,131*** (0,03)	0,131*** (0,03)	0,131*** (0,03)	0,131*** (0,03)	0,131*** (0,03)	0,131*** (0,03)	0,131*** (0,03)
FHA	0,238*** (0,05)	0,238*** (0,05)	0,238*** (0,05)				0,239*** (0,05)	0,239*** (0,05)
WTO CHN	0,476*** (0,06)	0,476*** (0,06)	0,476*** (0,06)	0,478*** (0,06)	0,491*** (0,06)	0,491*** (0,06)		
WTO RUS	0,116** (0,05)	0,116** (0,05)	0,116** (0,05)	0,116** (0,05)	0,116** (0,05)	0,116** (0,05)		0,116** (0,05)
EU27		0,664*** (0,08)						
DEU EU		0,723*** (0,13)						
EU Euro			0,012 (0,07)					
DEU Euro			0,127 (0,10)					
FHA ex. DEU				0,227*** (0,05)				
DEU FHA				0,342*** (0,10)				
FHA ex. KOR					0,167*** (0,06)	0,166*** (0,06)		
EU KOR					0,431*** (0,07)			
EU27 KOR						0,342*** (0,05)		
DEU KOR						0,622*** (0,10)		
WTO CHN ex DEU							0,438*** (0,06)	0,443*** (0,06)
WTO CHN DEU							0,685*** (0,21)	
WTO RUS ex DEU							0,093* (0,06)	
WTO RUS DEU							0,245*** (0,07)	
WTO CHN DEU								0,347** (0,14)
WTO DEU CHN								0,952*** (0,10)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.735.

Tabelle 12: Sektoraler Warenhandel, Maschinenbau, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,629*** (0,10)		0,629*** (0,10)	0,651*** (0,09)	0,518*** (0,12)	0,518*** (0,12)	0,630*** (0,10)	0,630*** (0,10)
Euro	-0,040 (0,06)	-0,039 (0,06)		-0,039 (0,06)	-0,038 (0,06)	-0,038 (0,06)	-0,040 (0,06)	-0,040 (0,06)
Schengen	0,104*** (0,03)	0,103*** (0,03)	0,104*** (0,03)	0,103*** (0,03)	0,104*** (0,03)	0,104*** (0,03)	0,103*** (0,03)	0,104*** (0,03)
FHA	0,241*** (0,06)	0,241*** (0,06)	0,241*** (0,06)				0,242*** (0,06)	0,242*** (0,06)
WTO CHN	1.190*** (0,05)	1.190*** (0,05)	1.190*** (0,05)	1.191*** (0,05)	1.199*** (0,05)	1.199*** (0,05)		
WTO RUS	0,200*** (0,06)	0,200*** (0,06)	0,200*** (0,06)	0,200*** (0,06)	0,201*** (0,06)	0,201*** (0,06)		0,200*** (0,06)
EU27		0,651*** (0,09)						
DEU EU		0,608*** (0,12)						
EU Euro			-0,050 (0,07)					
DEU Euro			-0,029 (0,07)					
FHA ex. DEU				0,231*** (0,07)				
DEU FHA				0,294*** (0,07)				
FHA ex. KOR					0,129 (0,09)	0,129 (0,09)		
EU KOR					0,425*** (0,07)			
EU27 KOR						0,471*** (0,09)		
DEU KOR						0,348*** (0,06)		
WTO CHN ex DEU							1.100*** (0,05)	1.100*** (0,05)
WTO CHN DEU							1.385*** (0,06)	
WTO RUS ex DEU							0,196*** (0,07)	
WTO RUS DEU							0,213*** (0,07)	
WTO CHN DEU								1.353*** (0,09)
WTO DEU CHN								1.394*** (0,08)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.735.

Tabelle 13: Sektoraler Warenhandel, Elektrische Maschinen, elektr. &amp; optische Waren, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,477*** (0,11)		0,477*** (0,11)	0,460*** (0,12)	0,456*** (0,10)	0,456*** (0,10)	0,478*** (0,11)	0,477*** (0,11)
Euro	-0,018 (0,10)	-0,021 (0,10)		-0,020 (0,10)	-0,016 (0,10)	-0,015 (0,10)	-0,018 (0,10)	-0,018 (0,10)
Schengen	0,059** (0,03)	0,060** (0,03)	0,059** (0,03)	0,059** (0,03)	0,059** (0,03)	0,059** (0,03)	0,059** (0,03)	0,059** (0,03)
FHA	0,124** (0,05)	0,124** (0,05)	0,124** (0,05)				0,125** (0,05)	0,125** (0,05)
WTO CHN	0,744*** (0,08)	0,744*** (0,08)	0,744*** (0,08)	0,743*** (0,08)	0,747*** (0,07)	0,747*** (0,07)		
WTO RUS	0,223*** (0,06)	0,223*** (0,06)	0,223*** (0,06)	0,223*** (0,06)	0,223*** (0,06)	0,223*** (0,06)		0,223*** (0,06)
EU27		0,447*** (0,12)						
DEU EU		0,513*** (0,12)						
EU Euro			-0,063 (0,10)					
DEU Euro			0,025 (0,12)					
FHA ex. DEU				0,130*** (0,05)				
DEU FHA				0,081 (0,11)				
FHA ex. KOR					0,102** (0,04)	0,102** (0,04)		
EU KOR					0,154 (0,13)			
EU27 KOR						0,176 (0,15)		
DEU KOR						0,104 (0,22)		
WTO CHN ex DEU							0,699*** (0,08)	0,697*** (0,07)
WTO CHN DEU							0,827*** (0,16)	
WTO RUS ex DEU							0,236*** (0,07)	
WTO RUS DEU							0,172** (0,08)	
WTO CHN DEU								1,062*** (0,10)
WTO DEU CHN								0,574*** (0,09)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.735.

Tabelle 14: Sektoraler Warenhandel, Andere Warenaktoren, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,274*** (0,10)		0,274*** (0,10)	0,298*** (0,09)	0,180* (0,10)	0,180* (0,10)	0,275*** (0,10)	0,275*** (0,10)
Euro	0,136*** (0,04)	0,137*** (0,04)		0,138*** (0,04)	0,137*** (0,04)	0,137*** (0,04)	0,136*** (0,04)	0,136*** (0,04)
Schengen	0,065*** (0,02)	0,065*** (0,02)	0,065*** (0,02)	0,065*** (0,02)	0,066*** (0,02)	0,066*** (0,02)	0,066*** (0,02)	0,065*** (0,02)
FHA	-0,094 (0,09)	-0,094 (0,09)	-0,094 (0,09)				-0,093 (0,09)	-0,093 (0,09)
WTO CHN	0,473*** (0,10)	0,473*** (0,10)	0,473*** (0,10)	0,473*** (0,10)	0,493*** (0,09)	0,493*** (0,09)		
WTO RUS	0,031 (0,06)	0,031 (0,06)	0,031 (0,06)	0,031 (0,06)	0,031 (0,06)	0,031 (0,06)		0,031 (0,06)
EU27		0,284*** (0,09)						
DEU EU		0,255** (0,12)						
EU Euro			0,124*** (0,04)					
DEU Euro			0,160** (0,07)					
FHA ex. DEU				-0,097 (0,09)				
DEU FHA				-0,017 (0,11)				
FHA ex. KOR					-0,189** (0,09)	-0,189** (0,09)		
EU KOR					0,409*** (0,11)			
EU27 KOR						0,432*** (0,14)		
DEU KOR						0,310*** (0,07)		
WTO CHN ex DEU							0,442*** (0,09)	0,443*** (0,09)
WTO CHN DEU							0,608*** (0,04)	
WTO RUS ex DEU							0,040 (0,07)	
WTO RUS DEU							-0,026 (0,06)	
WTO CHN DEU								0,606*** (0,12)
WTO DEU CHN								0,610*** (0,12)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.735.

Tabelle 15: Sektoraler Dienstleistungshandel, Vermietung &amp; Andere Geschäftsdienstleistungen, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,624*** (0,06)		0,624*** (0,06)	0,628*** (0,06)	0,607*** (0,07)	0,607*** (0,07)	0,623*** (0,06)	0,622*** (0,06)
Euro	0,032 (0,08)	0,032 (0,08)		0,033 (0,08)	0,032 (0,08)	0,032 (0,08)	0,032 (0,08)	0,032 (0,08)
Schengen	0,137*** (0,03)	0,137*** (0,03)	0,137*** (0,03)	0,137*** (0,03)	0,137*** (0,03)	0,137*** (0,03)	0,137*** (0,03)	0,137*** (0,03)
FHA	0,253*** (0,05)	0,253*** (0,05)	0,253*** (0,05)				0,252*** (0,05)	0,252*** (0,05)
WTO CHN	0,347*** (0,10)	0,347*** (0,10)	0,347*** (0,10)	0,347*** (0,10)	0,348*** (0,10)	0,348*** (0,10)		
WTO RUS	-0,609*** (0,13)	-0,609*** (0,13)	-0,609*** (0,13)	-0,609*** (0,13)	-0,609*** (0,13)	-0,609*** (0,13)		-0,609*** (0,13)
EU27		0,617*** (0,07)						
DEU EU		0,643*** (0,11)						
EU Euro			0,021 (0,09)					
DEU Euro			0,075 (0,11)					
FHA ex. DEU				0,252*** (0,05)				
DEU FHA				0,273*** (0,11)				
FHA ex. KOR					0,236*** (0,06)	0,236*** (0,06)		
EU KOR					0,302*** (0,10)			
EU27 KOR						0,276*** (0,10)		
DEU KOR						0,414* (0,22)		
WTO CHN ex DEU							0,366*** (0,11)	0,362*** (0,11)
WTO CHN DEU							0,235* (0,12)	
WTO RUS ex DEU							-0,596*** (0,14)	
WTO RUS DEU							-0,733** (0,30)	
WTO CHN DEU								0,054 (0,14)
WTO DEU CHN								0,573*** (0,13)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.660,



Tabelle 16: Sektoraler Dienstleistungshandel, Finanz- &amp; Versicherungsdienstleistungen, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,504*** (0,17)		0,505*** (0,17)	0,486*** (0,18)	0,490** (0,19)	0,490** (0,19)	0,504*** (0,17)	0,504*** (0,17)
Euro	0,593*** (0,17)	0,587*** (0,17)		0,588*** (0,17)	0,593*** (0,17)	0,593*** (0,17)	0,593*** (0,17)	0,593*** (0,17)
Schengen	-0,174** (0,07)	-0,173** (0,07)	-0,174** (0,07)	-0,173** (0,07)	-0,173** (0,07)	-0,173** (0,07)	-0,174** (0,07)	-0,174** (0,07)
FHA	-0,148 (0,14)	-0,147 (0,14)	-0,148 (0,14)				-0,148 (0,14)	-0,148 (0,14)
WTO CHN	-0,376*** (0,14)	-0,376*** (0,14)	-0,376*** (0,14)	-0,376*** (0,14)	-0,375*** (0,14)	-0,375*** (0,14)		
WTO RUS	-0,223*** (0,07)	-0,224*** (0,07)	-0,223*** (0,07)	-0,224*** (0,07)	-0,223*** (0,07)	-0,223*** (0,07)		-0,223*** (0,07)
EU27		0,482*** (0,18)						
DEU EU		0,715*** (0,20)						
EU Euro			0,570*** (0,18)					
DEU Euro			0,700*** (0,21)					
FHA ex. DEU				-0,146 (0,14)				
DEU FHA				-0,343* (0,21)				
FHA ex. KOR					-0,162 (0,17)	-0,162 (0,17)		
EU KOR					-0,061 (0,20)			
EU27 KOR						-0,071 (0,20)		
DEU KOR						0,327* (0,18)		
WTO CHN ex DEU							-0,354** (0,14)	-0,363*** (0,14)
WTO CHN DEU							-0,215 (0,20)	
WTO RUS ex DEU							-0,195*** (0,07)	
WTO RUS DEU							-0,915*** (0,09)	
WTO CHN DEU								1,729* (0,91)
WTO DEU CHN								-0,323* (0,17)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.705.

Tabelle 17: Sektoraler Dienstleistungshandel, Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; Sozialwesen &amp; Andere Dienstleistungen, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,449** (0,18)		0,447** (0,18)	0,510*** (0,19)	0,399** (0,18)	0,398** (0,18)	0,446** (0,18)	0,447** (0,18)
Euro	-0,183** (0,09)	-0,181** (0,09)		-0,180** (0,09)	-0,183** (0,09)	-0,184** (0,09)	-0,181** (0,09)	-0,183** (0,09)
Schengen	-0,009 (0,03)	-0,009 (0,03)	-0,009 (0,03)	-0,009 (0,03)	-0,009 (0,03)	-0,009 (0,03)	-0,009 (0,03)	-0,009 (0,03)
FHA	-0,112 (0,11)	-0,113 (0,11)	-0,114 (0,11)				-0,116 (0,11)	-0,115 (0,11)
WTO CHN	-1,105*** (0,18)	-1,104*** (0,18)	-1,105*** (0,18)	-1,104*** (0,18)	-1,102*** (0,18)	-1,101*** (0,18)		
WTO RUS	-0,575*** (0,12)	-0,575*** (0,12)	-0,574*** (0,12)	-0,575*** (0,12)	-0,575*** (0,12)	-0,575*** (0,12)		-0,575*** (0,12)
EU27		0,529*** (0,20)						
DEU EU		0,110 (0,17)						
EU Euro			-0,118 (0,09)					
DEU Euro			-0,476** (0,19)					
FHA ex. DEU				-0,119 (0,11)				
DEU FHA				0,241 (0,21)				
FHA ex. KOR					-0,164 (0,11)	-0,164 (0,11)		
EU KOR					0,107 (0,17)			
EU27 KOR						0,141 (0,18)		
DEU KOR						-0,329*** (0,10)		
WTO CHN ex DEU							-1,039*** (0,18)	-1,039*** (0,18)
WTO CHN DEU							-1,966*** (0,20)	
WTO RUS ex DEU							-0,570*** (0,13)	
WTO RUS DEU							-0,585*** (0,12)	
WTO CHN DEU								-0,707*** (0,17)
WTO DEU CHN								-1,990*** (0,21)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.075.

Tabelle 18: Sektoraler Dienstleistungshandel, Großhandel, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	1.089*** (0,10)		1.089*** (0,10)	1.147*** (0,10)	0,887*** (0,13)	0,887*** (0,13)	1.092*** (0,10)	1.089*** (0,10)
Euro	0,174*** (0,06)	0,175*** (0,06)		0,176*** (0,06)	0,174*** (0,06)	0,174*** (0,06)	0,174*** (0,06)	0,174*** (0,06)
Schengen	0,199*** (0,04)	0,198*** (0,04)	0,199*** (0,04)	0,198*** (0,04)	0,198*** (0,04)	0,199*** (0,04)	0,200*** (0,04)	0,199*** (0,04)
FHA	0,390*** (0,09)	0,389*** (0,09)	0,389*** (0,09)				0,392*** (0,09)	0,390*** (0,09)
WTO CHN	0,881*** (0,12)	0,881*** (0,12)	0,881*** (0,12)	0,884*** (0,12)	0,893*** (0,12)	0,893*** (0,12)		
WTO RUS	-0,099 (0,08)	-0,099 (0,08)	-0,099 (0,08)	-0,099 (0,08)	-0,098 (0,08)	-0,098 (0,08)		-0,099 (0,08)
EU27		1.225*** (0,10)						
DEU EU		0,893*** (0,11)						
EU Euro			0,257*** (0,06)					
DEU Euro			0,030 (0,12)					
FHA ex. DEU				0,348*** (0,09)				
DEU FHA				0,594*** (0,10)				
FHA ex. KOR					0,186 (0,12)	0,187 (0,12)		
EU KOR					0,599*** (0,12)			
EU27 KOR						0,692*** (0,15)		
DEU KOR						0,415*** (0,09)		
WTO CHN ex DEU							0,820*** (0,12)	0,837*** (0,13)
WTO CHN DEU							0,979*** (0,13)	
WTO RUS ex DEU							-0,073 (0,10)	
WTO RUS DEU							-0,210** (0,10)	
WTO CHN DEU								0,688*** (0,15)
WTO DEU CHN								1.026*** (0,16)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.435.

Tabelle 19: Sektoraler Dienstleistungshandel, Baugewerbe, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,913*** (0,10)		0,911*** (0,10)	0,940*** (0,11)	0,970*** (0,09)	0,970*** (0,09)	0,913*** (0,10)	0,913*** (0,10)
Euro	-0,036 (0,13)	-0,028 (0,13)		-0,028 (0,13)	-0,037 (0,13)	-0,037 (0,13)	-0,036 (0,13)	-0,036 (0,13)
Schengen	0,071 (0,07)	0,069 (0,07)	0,071 (0,07)	0,069 (0,07)	0,070 (0,07)	0,070 (0,07)	0,071 (0,07)	0,071 (0,07)
FHA	0,364*** (0,08)	0,356*** (0,08)	0,362*** (0,08)				0,364*** (0,08)	0,364*** (0,08)
WTO CHN	0,970*** (0,15)	0,968*** (0,14)	0,970*** (0,15)	0,968*** (0,14)	0,967*** (0,15)	0,967*** (0,15)		
WTO RUS	0,099 (0,13)	0,100 (0,13)	0,100 (0,13)	0,100 (0,13)	0,099 (0,13)	0,099 (0,13)		0,099 (0,13)
EU27		0,987*** (0,11)						
DEU EU		0,497** (0,20)						
EU Euro			0,099 (0,13)					
DEU Euro			-0,544** (0,27)					
FHA ex. DEU				0,317*** (0,09)				
DEU FHA				0,758*** (0,20)				
FHA ex. KOR					0,423*** (0,10)	0,423*** (0,10)		
EU KOR					0,191* (0,12)			
EU27 KOR						0,171 (0,13)		
DEU KOR						0,209 (0,15)		
WTO CHN ex DEU							0,872*** (0,16)	0,876*** (0,16)
WTO CHN DEU							1,282*** (0,20)	
WTO RUS ex DEU							0,095 (0,13)	
WTO RUS DEU							0,327 (0,20)	
WTO CHN DEU								0,029 (0,40)
WTO DEU CHN								1,284*** (0,22)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.240.

Tabelle 20: Sektoraler Dienstleistungshandel, Andere Dienstleistungen, 2000 - 2014

Abh. Var.:	Bilaterale Warenimporte							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
EU	0,330*** (0,08)		0,329*** (0,08)	0,394*** (0,08)	0,275*** (0,09)	0,275*** (0,09)	0,330*** (0,08)	0,330*** (0,08)
Euro	0,021 (0,08)	0,023 (0,07)		0,023 (0,07)	0,021 (0,08)	0,021 (0,08)	0,021 (0,08)	0,021 (0,08)
Schengen	0,050* (0,03)	0,050* (0,03)	0,050* (0,03)	0,050* (0,03)	0,050* (0,03)	0,050* (0,03)	0,050* (0,03)	0,050* (0,03)
FHA	-0,209*** (0,07)	-0,211*** (0,07)	-0,210*** (0,07)				-0,209*** (0,07)	-0,209*** (0,07)
WTO CHN	0,734*** (0,09)	0,734*** (0,09)	0,734*** (0,09)	0,735*** (0,09)	0,738*** (0,09)	0,738*** (0,09)		
WTO RUS	-0,181** (0,08)	-0,181** (0,08)	-0,181** (0,08)	-0,181** (0,08)	-0,181** (0,08)	-0,181** (0,08)		-0,181** (0,08)
EU27		0,412*** (0,08)						
DEU EU		0,076 (0,12)						
EU Euro			0,118 (0,08)					
DEU Euro			-0,291*** (0,09)					
FHA ex. DEU				-0,224*** (0,07)				
DEU FHA				0,093 (0,11)				
FHA ex. KOR					-0,265*** (0,08)	-0,265*** (0,08)		
EU KOR					0,104 (0,07)			
EU27 KOR						0,157* (0,08)		
DEU KOR						-0,097** (0,04)		
WTO CHN ex DEU							0,698*** (0,09)	0,694*** (0,09)
WTO CHN DEU							0,700*** (0,15)	
WTO RUS ex DEU							-0,163** (0,08)	
WTO RUS DEU							-0,407*** (0,08)	
WTO CHN DEU								0,539*** (0,10)
WTO DEU CHN								1,039*** (0,13)

Hinweis: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Alle Regressionen durch Poisson-Pseudo-Maximum-Likelihood (PPML) Methoden geschätzt. Die berechneten Standardfehler sind robust gegen Heteroskedastizität. Alle Regressionen enthalten zeitvariante Importeur und Exporteur, sowie bilaterale fixe Effekte. Anzahl der Beobachtungen beträgt 27.735.

## Appendix 2: Detaillierte Herleitungen

### Modellvarianten ohne Vorleistungsverflechtungen

Alle Kosten in inländischer Arbeit (und damit für alle Sektoren gleich):

$$c_{i,s}^p = c_{i,s}^e = c_{ii,s}^x \equiv c_{i,s} = Y_i$$

Sektoraler Importpreisindex:

$$P_{ij,s} = \tau_{ij,s} c_{i,s} \left( \left( \frac{E_{j,s}}{c_{i,s}} \right)^{\frac{\delta_s}{1-\sigma_s}} \frac{\tau_{ij,s} c_{i,s}}{P_{j,s}} \right)^{\eta_s} \left( \frac{R_{i,s}}{c_{i,s}} \right)^{\frac{\delta_s}{1-\sigma_s}} \zeta_{ij,s}$$

Sektoraler Preisindex ergibt sich aus

$$P_{j,s}^{1-\sigma_s} = \sum_i P_{ij,s}^{1-\sigma_s}$$

Also

$$\begin{aligned} P_{j,s}^{1-\sigma_s} &= \sum_i (\tau_{ij,s} c_{i,s})^{1-\sigma_s} \left( \left( \frac{E_{j,s}}{c_{i,s}} \right)^{\frac{\delta_s}{1-\sigma_s}} \frac{\tau_{ij,s} c_{i,s}}{P_{j,s}} \right)^{\eta_s (1-\sigma_s)} \left( \frac{R_{i,s}}{c_{i,s}} \right)^{\delta_s} \zeta_{ij,s}^{1-\sigma_s} \\ &= P_{j,s}^{(\sigma_s-1)\eta_s} \sum_i (\tau_{ij,s} c_{i,s})^{1-\sigma_s} \left( \left( \frac{E_{j,s}}{c_{i,s}} \right)^{\frac{\delta_s}{1-\sigma_s}} \tau_{ij,s} c_{i,s} \right)^{\eta_s (1-\sigma_s)} \left( \frac{R_{i,s}}{c_{i,s}} \right)^{\delta_s} \zeta_{ij,s}^{1-\sigma_s} \\ P_{j,s} &= \left( \sum_i (\tau_{ij,s} c_{i,s})^{(1-\sigma_s)(1+\eta_s)} \left( \frac{E_{j,s}}{c_{i,s}} \right)^{\frac{\eta_s \delta_s}{1-\sigma_s}} \left( \frac{R_{i,s}}{c_{i,s}} \right)^{\delta_s} \zeta_{ij,s}^{1-\sigma_s} \right)^{\frac{1}{(1-\sigma_s)(1+\eta_s)}} \end{aligned}$$

Mit CES-Aggregator ergibt sich:

$$\lambda_{ij,s} = \left( \frac{P_{ij,s}}{P_{j,s}} \right)^{1-\sigma_s} \Rightarrow P_{j,s} = \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\sigma_s-1}} P_{jj,s}$$

Nun kann man für den sektoralen Importpreisindex einsetzen

$$P_{j,s} = \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\sigma_s-1}} c_{j,s} \left( \left( \frac{E_{j,s}}{c_{j,s}} \right)^{\frac{\delta_s}{1-\sigma_s}} \frac{c_{j,s}}{P_{j,s}} \right)^{\eta_s} \left( \frac{R_{j,s}}{c_{j,s}} \right)^{\frac{\delta_s}{1-\sigma_s}} \zeta_{jj,s}$$

$$P_{j,s}^{1+\eta_s} = \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\sigma_s-1}} c_{j,s}^{1+\eta_s} \left(\frac{E_{j,s}}{c_{j,s}}\right)^{\frac{\eta_s \delta_s}{1-\sigma_s}} \left(\frac{R_{j,s}}{c_{j,s}}\right)^{\frac{\delta_s}{1-\sigma_s}} \zeta_{jj,s}$$

$$\begin{aligned} P_{j,s} &= \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{(\sigma_s-1)(1+\eta_s)}} c_{j,s} \left(\frac{E_{j,s}}{c_{j,s}}\right)^{\frac{\eta_s \delta_s}{(1-\sigma_s)(1+\eta_s)}} \left(\frac{R_{j,s}}{c_{j,s}}\right)^{\frac{\delta_s}{(1-\sigma_s)(1+\eta_s)}} \zeta_{jj,s}^{\frac{1}{1+\eta_s}} \\ &= \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\varepsilon_s}} c_{j,s} \left(\frac{E_{j,s}}{c_{j,s}}\right)^{\frac{\eta_s \delta_s}{\varepsilon_s}} \left(\frac{R_{j,s}}{c_{j,s}}\right)^{\frac{\delta_s}{\varepsilon_s}} \zeta_{jj,s}^{\frac{1}{1+\eta_s}} \\ &= Y_j^{\frac{\varepsilon_s + \delta_s(1+\eta_s)}{\varepsilon_s}} \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\varepsilon_s}} E_{j,s}^{\frac{\eta_s \delta_s}{\varepsilon_s}} R_{j,s}^{\frac{\delta_s}{\varepsilon_s}} \zeta_{jj,s}^{\frac{1}{1+\eta_s}} \end{aligned}$$

Wobei  $\varepsilon_s \equiv (\sigma_s - 1)(1 + \eta_s)$ .

In der letzten Zeile benutzen wir  $c_{j,s} = Y_j$ .

Mit Cobb-Douglas Präferenzen ist der duale Preisindex:

$$P_j = \prod_{s=1}^S P_{j,s}^{\beta_{j,s}}.$$

Realer Konsum  $C_j = E_j/P_j$ , da alle Ausgaben  $E_j$  für Finalgüter:

$$\begin{aligned} C_j = \frac{E_j}{P_j} &= \frac{E_j}{Y_j} \frac{1}{\frac{\varepsilon_s + \delta_s(1+\eta_s)}{\varepsilon_s}} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( E_{j,s}^{\eta_s} R_{j,s} \right)^{\delta_s} \zeta_{jj,s}^{-\frac{\varepsilon_s}{1+\eta_s}} \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}} \\ &= \frac{E_j}{Y_j} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{\eta_s} \frac{R_{j,s}}{Y_j} \right)^{\delta_s} \zeta_{jj,s}^{-\frac{\varepsilon_s}{1+\eta_s}} \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}}. \end{aligned}$$

In der Welt ohne Vorleistungsverflechtungen (mit Arbeit als einzigem Produktionsfaktor) haben wir  $Y_j = R_j$ . Dementsprechend gilt

$$\begin{aligned} C_j &= \frac{E_j}{Y_j} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \left( \frac{E_{j,s}}{R_j} \right)^{\eta_s} \frac{R_{j,s}}{R_j} \right)^{\delta_s} \zeta_{jj,s}^{-\frac{\varepsilon_s}{1+\eta_s}} \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}} \\ &= \frac{E_j}{Y_j} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \left( \frac{E_{j,s}}{E_j} \right)^{\eta_s} \left( \frac{E_j}{R_j} \right)^{\eta_s} \frac{R_{j,s}}{R_j} \right)^{\delta_s} \zeta_{jj,s}^{-\frac{\varepsilon_s}{1+\eta_s}} \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}}. \end{aligned}$$

Mit Cobb-Douglas gilt  $E_{j,s}/E_j = \beta_{j,s}$ , so dass

$$\begin{aligned}
C_j &= \frac{E_j}{Y_j} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \beta_{j,s}^{\eta_s} \left( \frac{E_j}{R_j} \right)^{\eta_s} \frac{R_{j,s}}{R_j} \right)^{\delta_s} \zeta_{jj,s}^{-\frac{\varepsilon_s}{1+\eta_s}} \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}} \\
&= \frac{E_j}{Y_j} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \beta_{j,s}^{\eta_s} \left( \frac{E_j}{Y_j} \right)^{\eta_s} \frac{R_{j,s}}{R_j} \right)^{\delta_s} \zeta_{jj,s}^{-\frac{\varepsilon_s}{1+\eta_s}} \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}} .
\end{aligned}$$

In Änderungen haben wir

$$\hat{C}_j = \frac{\hat{E}_j}{\hat{Y}_j} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \hat{r}_{j,s} \left( \frac{\hat{E}_j}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\beta_{j,s}}{\varepsilon_s}} ,$$

da  $\hat{\beta}_{j,s} = 1$  und  $r_{j,s} \equiv R_{j,s}/R_j$ .

Bezeichnen wir nun mit ' Variablen aus einem Jahr nach dem Basisjahr. Variablen ohne Strich beinhalten das Basisjahr. Wir berechnen

$$\frac{C_j}{C_j^{2000}} = \frac{E'_j/E_j^{2000}}{Y'_j/Y_j^{2000}} \prod_{s=1}^S \left( \left( \frac{\lambda'_{jj,s}}{\lambda_{jj,s}^{2000}} \right)^{-1} \left( \left( \frac{E'_j/E_j^{2000}}{Y'_j/Y_j^{2000}} \right)^{\eta_s} \frac{r'_{j,s}}{r_{j,s}^{2000}} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\beta_{j,s}^{2000}}{\varepsilon_s}} .$$

### Mehrsektorenmodelle mit Vorleistungsverflechtungen

Wir bleiben bei der Annahme, dass in jedem Sektor zur Produktion und zur Bezahlung der fixen Eintritts- und Marktzutrittskosten der gleiche Input verwendet wird:

$$c_{i,s}^p = c_{i,s}^e = c_{i,s}^x \lambda_{jj,s}^{2000} c_{i,s} .$$

Wir lassen nun aber zu, dass Vorprodukte aus anderen Sektoren eingesetzt werden.

$$c_{i,s} = Y_i^{1-\alpha_{i,s}} \prod_{k=1}^S P_{i,k}^{\alpha_{i,ks}} ,$$

wobei

$$\alpha_{i,s} \equiv \sum_{k=1}^S \alpha_{i,ks} .$$

Die Herleitungen aus dem obigen Abschnitt gelten weiter bis zu der Stelle, an der  $c_j$  durch  $Y_j$  ersetzt wurde. Nun ist  $c_j$  der geometrische Durchschnitt aus Lohn und sektoralen Preisindizes. Da ein Teil der Erlöse nun für Vorleistungen ausgegeben wird, gilt zudem  $Y_i = R_i$  nicht mehr. Wir haben stattdessen



$$Y_{i,s} = (1 - \alpha_{i,s})R_{i,s},$$

da nur der Anteil  $1 - \alpha_{i,s}$  an Erlösen für den Faktor Arbeit ausgegeben wird. Das aggregierte Einkommen ist also

$$Y_i = \sum_{s=1}^S (1 - \alpha_{i,s})R_{i,s},$$

was dem "value added" entspricht.

Der sektorale Preisindex ist

$$P_{j,s} = \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\varepsilon_s}} c_{j,s} \left( \frac{E_{j,s}}{c_{j,s}} \right)^{-\frac{\eta_s \delta_s}{\varepsilon_s}} \left( \frac{R_{j,s}}{c_{j,s}} \right)^{-\frac{\delta_s}{\varepsilon_s}} \zeta_{jj,s}^{\frac{1}{1+\eta_s}}$$

mit

$$c_{j,s} = Y_i^{1-\alpha_{i,s}} \prod_{k=1}^S P_{j,k}^{\alpha_{j,ks}},$$

Einsetzen ergibt

$$P_{j,s} = B_{j,s} \left( \prod_{k=1}^S P_{j,k}^{\alpha_{j,ks}} \right)^{1 + \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s}} \zeta_{jj,s}^{\frac{1}{1+\eta_s}}$$

mit

$$B_{j,s} \equiv \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\varepsilon_s}} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{-\frac{\eta_s \delta_s}{\varepsilon_s}} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \right)^{-\frac{\delta_s}{\varepsilon_s}} Y_j^{(1-\alpha_{j,s}) \left( 1 + \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s} \right) - \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s}}.$$

In logarithmierter Form haben wir

$$\ln P_{j,s} = \ln B_{j,s} + \sum_{k=1}^S \alpha_{j,ks} \left( 1 + \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s} \right) \ln P_{j,k},$$

was für jedes Land ein System an linearen Gleichungen in den sektoralen Preisindizes beschreibt. Führen wir nun eine neue Variable  $\tilde{\alpha}_{j,ks}$  ein, die wie folgt definiert ist:

$$\tilde{\alpha}_{j,ks} \equiv \alpha_{j,ks} \left( 1 + \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s} \right),$$

definieren wir jedes Land  $j$  eine Matrix  $\tilde{A}_j \equiv \{\tilde{\alpha}_{j,ks}\}$ , die die Terme  $\tilde{\alpha}_{j,ks}$  enthält, so lässt sich

die obige Gleichung schreiben als

$$(Id - \tilde{A}_j) \ln \mathbf{P}_j = \ln \mathbf{B}_j.$$

In dieser Gleichung ist  $Id$  die  $S \times S$  Einheitsmatrix.  $\ln \mathbf{P}_j$  und  $\ln \mathbf{B}_j$  sind die  $S \times 1$ -Vektoren mit den Elementen  $\ln P_{j,s}$  und  $\ln B_{j,s}$ . Invertieren und entlogarithmieren ergibt

$$P_{j,s} = \prod_{k=1}^S B_{j,k}^{\tilde{\alpha}_{j,sk}},$$

wobei  $\tilde{\alpha}_{j,sk}$  das  $(s, k)$ -Element der Matrix  $(Id - \tilde{A}_j)^{-1}$  ist.

Wir setzen für  $B_{j,k}$  und erhalten

$$\begin{aligned} P_{j,s} &= \prod_{k=s}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{\eta_s \delta_s} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \right)^{\delta_s} \right)^{-\frac{\tilde{\alpha}_{j,ks}}{\varepsilon_s}} Y_j^{(1-\alpha_{j,s}) \left( 1 + \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s} \right) - \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s}} \tilde{\alpha}_{j,sk} \\ &= Y_j \prod_{k=s}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{\eta_s \delta_s} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \right)^{\delta_s} \right)^{-\frac{\tilde{\alpha}_{j,ks}}{\varepsilon_s}}. \end{aligned}$$

Die zweite Zeile folgt aus der Beobachtung, dass

$$\sum_{k=1}^S \left( (1 - \alpha_{j,s}) \left( 1 + \frac{(1 + \eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s} \right) - \frac{(1 + \eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s} \right) \tilde{\alpha}_{j,sk} = 1.$$

Unterstellen wir wieder eine Cobb-Douglas-Nutzenfunktion mit Gewichten  $\beta_{j,s}$ , können wir den Preisindex von Land  $j$  schreiben als

$$\begin{aligned} P_j &= \prod_{s=1}^S P_{j,s}^{\beta_{j,s}} \\ &= Y_j \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k}^{-1} \left( \frac{E_{j,k}}{Y_j} \right)^{\eta_k \delta_k} \left( \frac{R_{j,k}}{Y_j} \right)^{\delta_k} \right)^{-\frac{\tilde{\alpha}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}. \end{aligned}$$

Der reale Konsum (von Finalgütern) ist  $(Y_j + D_j)/P_j$  (unter der Annahme, dass Handelsbilanzungleichgewichte sich in der Nachfrage nach Finalgütern widerspiegeln,

$$D_j \equiv \sum_{s=1}^S (X_{j,s} - R_{j,s}) = X_j - R_j \Rightarrow X_j = R_j + D_j; Y_j + D_j = X_j + Y_j - R_j) \text{ ist dann}$$

$$C_j = \frac{Y_j + D_j}{Y_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k}^{-1} \left( \frac{E_{j,k}}{Y_j} \right)^{\eta_k \delta_k} \left( \frac{R_{j,k}}{Y_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}$$

In Änderungen ergibt sich

$$\hat{C}_j = \frac{\widehat{Y_j + D_j}}{\hat{Y}_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,k}^{-1} \left( \frac{\hat{R}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \left( \frac{\hat{E}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_k} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}$$

Die "gains from trade" ergeben sich als

$$\begin{aligned} G_j &= 1 - \frac{Y_j}{E_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k} \left( \left( \frac{\hat{E}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_k} \frac{R'_{j,k}}{R_{j,k}} \frac{Y_j}{Y'_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}} \\ &= 1 - \frac{Y_j}{E_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k} \left( \left( \frac{E'_{j,k}}{E_{j,k}} \frac{Y_j}{Y'_j} \right)^{\eta_k} \frac{R'_{j,k}}{R_{j,k}} \frac{Y_j}{Y'_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}, \end{aligned}$$

wobei Variablen mit Strich die Autarkiesituation kennzeichnen.

Problem ist, dass  $E'_{j,k}$ ,  $R'_{j,k}$  und  $Y'_j$  unbeobachtbar sind.

Wir haben

$$b_{j,k} \equiv v_j e_{j,k}^A / v_j^A = v_j \sum_{l=1}^S \beta_{j,l} a_{j,kl}$$

Zudem ist der Anteil der Ausgaben des Landes  $j$ , der auf einen Sektor  $k$  entfällt, unter Autarkie gleich dem Anteil der Erlöse dieses Sektors,  $e_{j,k}^A = r_{j,k}^A$ . Wir definieren  $e_{j,k} \equiv E_{j,k} / E_j$ ,  $r_{j,k} \equiv R_{j,k} / R_j$ ,  $v_j \equiv Y_j / R_j$  und  $\rho_j \equiv R_j / E_j$ .

Erweitern der Brüche führt zu

$$G_j = 1 - \frac{Y_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k} \left( \left( \frac{E'_{j,k}}{E_j} \frac{E'_j}{Y'_j} \frac{R'_j}{R_j} \frac{R_j}{E_j} \frac{Y_j}{E_{j,k}} \right)^{\eta_k} \frac{R'_{j,k}}{R_j} \frac{R_j}{R_{j,k}} \frac{Y_j}{R_j} \frac{R'_j}{Y'_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}$$

## Appendix 2: Detaillierte Herleitungen

Sichtbarmachung der Anteile und Erweitern des Bruches führt zu

$$\begin{aligned}
 G_j &= 1 - \frac{Y_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k} \left( \left( \frac{e'_{j,s} E'_j R'_j Y_j R_j}{e_{j,s} R'_j Y'_j R_j E_j} \right)^{\eta_k} \frac{r'_{j,k} v_j}{r_{j,k} v'_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}} \\
 &= 1 - \frac{Y_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k} \left( \left( \frac{e'_{j,s} \rho_j v_j}{e_{j,s} \rho'_j v'_j} \right)^{\eta_k} \frac{r'_{j,k} v_j}{r_{j,k} v'_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}
 \end{aligned}$$

Sichtbarmachung von  $b_{j,k}$  führt zu

$$\begin{aligned}
 &= 1 - \frac{Y_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k} \left( \left( \frac{b_{j,k} v_j^A \rho_j v_j}{e_{j,s} v_j \rho'_j v'_j} \right)^{\eta_k} \frac{b_{j,k} v_j^A v_j}{r_{j,k} v_j v'_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}} \\
 &= 1 - \frac{Y_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k} \left( \left( \frac{b_{j,k} \rho_j}{e_{j,s} \rho'_j} \right)^{\eta_k} \frac{b_{j,k}}{r_{j,k}} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}
 \end{aligned}$$

Unter Autarkie gilt  $R_j = E_j$ . Also ist  $\rho'_j = 1$ . Dann ergeben sich die "gains from trade" als

$$G_j = 1 - \frac{Y_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k} \left( \left( \frac{b_{j,k} \rho_j}{e_{j,s}} \right)^{\eta_k} \frac{b_{j,k}}{r_{j,k}} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{a}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}} .$$

## Appendix 3: Detaillierte Herleitungen für Kapitel 5

Wir nutzen nun die WIOD-Daten für das Basisjahr 2011 und schauen, wie die Wohlfahrt (relativ zum Basisjahr) aussehen würde, wenn es gewisse Handelsliberalisierungsmaßnahmen nicht gegeben hätte. Formal betrachten wir eine Änderung der bilateralen (realen) Handelsbarrieren. Information über die Änderung kommt aus Kapitel 3. Wir betrachten wiederum verschiedene Varianten des Mehrsektorenmodells (perfekter vs. monopolistischer Wettbewerb; ohne vs. mit Vorleistungsverflechtungen).

### Annahmen:

Welt-GDP als Numeraire

$$\sum_{i=1}^n Y_i = 1$$

Alle Aktivitäten nutzen heimische Arbeit und potenziell im Inland verfügbare Vorprodukte im gleichen Verhältnis

$$c_{i,s}^p = c_{i,s}^e = c_{ij,s}^x = c_{i,s}$$

Die Bündelung von Arbeit und Vorprodukten erfolgt mit Cobb-Douglas-Aggregator

$$c_{i,s} = Y_i^{1-\alpha_{i,s}} \prod_{k=1}^S P_{i,k}^{\alpha_{i,ks}},$$

wobei

$$\alpha_{i,s} \equiv \sum_{k=1}^S \alpha_{i,ks}$$

Sektoraler Importpreisindex

$$P_{ij,s} = \tau_{ij,s} c_{i,s} \left( \left( \frac{E_{j,s}}{c_{i,s}} \right)^{\frac{\delta_s}{1-\sigma_s}} \frac{\tau_{ij,s} c_{i,s}}{P_{j,s}} \right)^{\eta_s} \left( \frac{R_{i,s}}{c_{i,s}} \right)^{\frac{\delta_s}{1-\sigma_s}} \zeta_{ij,s}$$

Im Ausgangsgleichgewicht ist der Handel nicht ausgeglichen. Wir definieren das Netto-Defizit als

## Appendix 2: Detaillierte Herleitungen

$$D_j = E_j - Y_j,$$

wobei  $D_j > 0$  ein Handelsdefizit beschreibt und  $D_j < 0$  ein Handelsüberschuss. Wir müssen eine Annahme darüber machen, was im kontrafaktischen Gleichgewicht mit dem Ungleichgewicht passiert. Wie C-CR ziehen wir zwei Möglichkeiten in Erwägung: das Defizit kann ein konstanter Anteil des heimischen GDPs ( $\mu = 1$ ) oder des Welt-GDPs ( $\mu = 0$ ) sein. Zusammen mit der Normalisierung des Welt-GDPs ergibt sich

$$D_j = \kappa_j Y_j^\mu,$$

wobei  $\kappa_j$  als exogener Parameter interpretiert wird.

Der sektorale Preisindex ist

$$P_{j,s} = \left( \sum_i (\tau_{ij,s} c_{i,s})^{(1-\sigma_s)(1+\eta_s)} \left( \frac{E_{j,s}}{c_{i,s}} \right)^{\delta_s \eta_s} \left( \frac{R_{i,s}}{c_{i,s}} \right)^{\delta_s} \zeta_{ij,s}^{1-\sigma_s} \right)^{\frac{1}{(1-\sigma_s)(1+\eta_s)}}.$$

Mit CES-Aggregation über Varianten haben wir

$$\lambda_{ij,s} = \frac{(\tau_{ij,s} c_{i,s})^{-\varepsilon_s} c_{i,s}^{-\delta_s \eta_s} \left( \frac{R_{i,s}}{c_{i,s}} \right)^{\delta_s} \chi_{ij,s}}{\sum_l (\tau_{lj,s} c_{l,s})^{-\varepsilon_s} c_{l,s}^{-\delta_s \eta_s} \left( \frac{R_{l,s}}{c_{l,s}} \right)^{\delta_s} \chi_{lj,s}},$$

wobei

$$\varepsilon_s = (\sigma_s - 1)(1 + \eta_s).$$

Gesamtausgaben (Nachfrage nach Konsum und Zwischenprodukten) von Land  $j$  in Sektor  $s$ :

$$E_{j,s} = \beta_{j,s} (Y_j + D_j) + \sum_{k=1}^S \alpha_{j,sk} R_{j,k}.$$

Erlöse auf sektoraler Ebene

$$R_{i,s} = \sum_{j=1}^n \lambda_{ij,s} E_{j,s}.$$

Aggregiertes Einkommen ist

$$Y_i = \sum_{s=1}^S (1 - \alpha_{i,s}) R_{i,s}.$$

Wir haben

$$\lambda_{ij,s} = \frac{(\tau_{ij,s} c_{i,s})^{-\varepsilon_s} \left(\frac{E_{j,s}}{c_{i,s}}\right)^{\delta_s \eta_s} \left(\frac{R_{i,s}}{c_{i,s}}\right)^{\delta_s} \chi_{ij,s}}{P_{j,s}^{-\varepsilon_s}}.$$

Für  $i = j$  und mit  $\tau_{ii} = 1$  kann der sektorale Preisindex geschrieben werden als

$$P_{j,s} = \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\varepsilon_s}} \left(\frac{R_{j,s}}{c_{j,s}}\right)^{-\frac{\delta_s}{\varepsilon_s}} \left(\frac{E_{j,s}}{c_{j,s}}\right)^{-\frac{\delta_s \eta_s}{\varepsilon_s}} c_{j,s} \chi_{jj,s}^{-\frac{1}{\varepsilon_s}}.$$

Der aggregierte Preisindex unter der Cobb-Douglas-Annahme

$$P_j = \prod_{s=1}^S P_{j,s}^{\beta_{j,s}}$$

### Gleichungssystem in Änderungen

Wir müssen nun überlegen, welche Änderungen in den (endogenen) Variablen  $\lambda_{jj,s}$ ,  $R_{j,s}$ ,  $E_{j,s}$  und  $Y_j$  die (exogenen) Änderungen in den Handelskosten hervorrufen würden.

Dazu muss folgendes Gleichungssystem numerisch gelöst werden (im Fall ohne Vorleistungsverflechtungen gilt  $a_{i,ks} = 0$ ):

$$\hat{c}_{i,s} = \hat{Y}_i^{1-\alpha_s} \prod_{k=1}^n \hat{P}_{i,k}^{\alpha_{i,ks}}$$

$$\hat{P}_{i,k} = \left( \sum_{l=1}^n \lambda_{li,k} (\hat{\tau}_{lj,k} \hat{c}_{l,k})^{-\varepsilon_k} \left( \left( \frac{\hat{R}_{l,k}}{\hat{c}_{l,k}} \right) \left( \frac{\hat{E}_{l,k}}{\hat{c}_{l,k}} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon_s}}$$

$$\hat{\lambda}_{ij,s} = \frac{\hat{\tau}_{ij,s}^{-\varepsilon_s} \hat{c}_{i,s}^{-\varepsilon_s} \hat{c}_{i,s}^{-\delta_s \eta_s} \left( \frac{\hat{R}_{i,s}}{\hat{c}_{i,s}} \right)^{\delta_s}}{\sum_l \lambda_{lj,s} \hat{\tau}_{lj,s}^{-\varepsilon_s} \hat{c}_{l,s}^{-\varepsilon_s} \hat{c}_{l,s}^{-\delta_s \eta_s} \left( \frac{\hat{R}_{l,s}}{\hat{c}_{l,s}} \right)^{\delta_s}}$$

## Appendix 2: Detaillierte Herleitungen

$$\hat{E}_{j,s} E_{j,s} = \beta_{j,s} (\hat{Y}_j Y_j + \hat{D}_j D_j) + \sum_{k=1}^S \alpha_{j,sk} \hat{R}_{j,k} R_{j,k} = \beta_{j,s} (\hat{Y}_j Y_j + \hat{Y}_j^\mu D_j) + \sum_{k=1}^S \alpha_{j,sk} \hat{R}_{j,k} R_{j,k}, \text{ da } \hat{\kappa}_j = 1$$

$$\hat{R}_{i,s} R_{i,s} = \sum_{j=1}^n \hat{\lambda}_{ij,s} \lambda_{ij,s} \hat{E}_{j,s} E_{j,s}$$

$$\hat{Y}_i Y_i = \sum_{s=1}^S (1 - \alpha_{i,s}) \hat{R}_{i,s} R_{i,s}$$

$$\sum_{i=1}^n \hat{Y}_i Y_i = 1$$

### Variante ohne Vorleistungsverflechtung

Wir müssen nun überlegen, wie die Änderungen in den (endogenen) Variablen  $\lambda_{jj,s}$ ,  $R_{j,s}$ ,  $E_{j,s}$  und  $Y_j$ , die durch die exogenen Änderungen in den Handelskosten  $\tau_{ij,s}$  auf  $\tau'_{ij,s}$  induziert wurden, sich auf die Wohlfahrt auswirken. Wir betrachten zunächst den Fall  $\alpha_{i,ks} = 0$  für alle Sektoren  $k$ , so dass  $\alpha_{i,s} = 0$  und somit

$$c_{i,s} = Y_i,$$

$$P_{j,s} = \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\varepsilon_s}} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \right)^{-\frac{\delta_s}{\varepsilon_s}} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{-\frac{\delta_s \eta_s}{\varepsilon_s}} Y_j \chi_{jj,s}^{-\frac{1}{\varepsilon_s}}.$$

Der aggregierte Preisindex ergibt sich als

$$P_j = Y_j \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \chi_{jj,s} \right)^{-\frac{\beta_s}{\varepsilon_s}}$$

Realer Konsum ist also



$$\begin{aligned}
C_j &= \frac{Y_j + D_j}{P_j} \\
&= \frac{Y_j + D_j}{Y_j} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \chi_{jj,s} \right)^{\frac{\beta_s}{\varepsilon_s}} \\
&= \frac{Y_j + \kappa_j Y_j^\mu}{Y_j} \prod_{s=1}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \chi_{jj,s} \right)^{\frac{\beta_s}{\varepsilon_s}}
\end{aligned}$$

Änderung im realen Konsum

$$\begin{aligned}
\hat{C}_j &= \frac{1}{\hat{Y}_j} \frac{Y'_j + \kappa'_j (Y'_j)^\mu}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,s}^{-1} \left( \frac{\hat{R}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \left( \frac{\hat{E}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\beta_s}{\varepsilon_s}} \\
&= \frac{1}{\hat{Y}_j} \frac{\hat{Y}_j Y_j + \hat{Y}_j^\mu \hat{\kappa}_j D_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,s}^{-1} \left( \frac{\hat{R}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \left( \frac{\hat{E}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\beta_s}{\varepsilon_s}},
\end{aligned}$$

wobei  $\hat{v} \equiv v'/v$ . Ein Strich bezeichnet die kontrafaktische Situation. Wir nehmen dann, dass sich das Handelsbilanzgleichgewicht nicht verändert, also  $\hat{\kappa}_j = 1$ , so dass

$$\begin{aligned}
\hat{C}_j &= \frac{1}{\hat{Y}_j} \frac{\hat{Y}_j Y_j + \hat{Y}_j^\mu D_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,s}^{-1} \left( \frac{\hat{R}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \left( \frac{\hat{E}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\beta_s}{\varepsilon_s}} \\
&= \frac{Y_j + \hat{Y}_j^{\mu-1} D_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,s}^{-1} \left( \frac{\hat{R}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \left( \frac{\hat{E}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\beta_s}{\varepsilon_s}}.
\end{aligned}$$

Mit  $\mu = 1$  (Handelsbilanzgleichgewicht konstanter Teil des heimischen GDP) ergibt sich also

$$\hat{C}_j = \prod_{s=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,s}^{-1} \left( \frac{\hat{R}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \left( \frac{\hat{E}_{j,s}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_s} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\beta_s}{\varepsilon_s}}.$$

### Variante mit Vorleistungsverflechtung

In diesem Fall können die Kosten auf sektoraler Ebene nicht einfach als proportional zum Lohnsatz (auf Länderebene) angenommen werden, da der Einkauf von Zwischenprodukten berücksicht-

## Appendix 2: Detaillierte Herleitungen

sichtigt werden muss. Und da die Zusammensetzung der Zwischenprodukte sich über die Sektoren hinweg unterscheidet, müssen wir den Sektorindex bei den Kosten und damit auch im Preisindex behalten:

$$c_{i,s} = Y_i^{1-\alpha_{i,s}} \prod_{k=1}^S P_{i,k}^{\alpha_{i,ks}}$$

$$P_{j,s} = \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\varepsilon_s}} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \right)^{-\frac{\delta_s}{\varepsilon_s}} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{-\frac{\delta_s \eta_s}{\varepsilon_s}} c_{j,s} \chi_{jj,s}^{-\frac{1}{\varepsilon_s}}$$

Es gilt damit also

$$P_{j,s} = B_{j,s} \left( \prod_{k=1}^S P_{j,k}^{\alpha_{j,ks}} \right)^{1 + \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s}} \zeta_{jj,s}^{\frac{1}{1+\eta_s}}, \text{ mit}$$

$$B_{j,s} \equiv \lambda_{jj,s}^{\frac{1}{\varepsilon_s}} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{-\frac{\eta_s \delta_s}{\varepsilon_s}} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \right)^{-\frac{\delta_s}{\varepsilon_s}} Y_j^{(1-\alpha_{j,s}) \left( 1 + \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s} \right) - \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s}}$$

In logarithmierter Form haben wir

$$\ln P_{j,s} = \ln B_{j,s} + \sum_{k=1}^S \alpha_{j,ks} \left( 1 + \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s} \right) \ln P_{j,k},$$

was für jedes Land ein System an linearen Gleichungen in den sektoralen Preisindizes beschreibt. Führen wir nun eine neue Variable  $\tilde{\alpha}_{j,ks}$  ein, die wie folgt definiert ist:

$$\tilde{\alpha}_{j,ks} \equiv \alpha_{j,ks} \left( 1 + \frac{(1+\eta_s)\delta_s}{\varepsilon_s} \right),$$

definieren wir jedes Land  $j$  eine Matrix  $\tilde{A}_j \equiv \{\tilde{\alpha}_{j,ks}\}$ , die die Terme  $\tilde{\alpha}_{j,ks}$  enthält, so lässt sich die obige Gleichung schreiben als

$$(Id - \tilde{A}_j) \ln \mathbf{P}_j = \ln \mathbf{B}_j.$$

In dieser Gleichung ist  $Id$  die  $S \times S$  Einheitsmatrix. In  $\mathbf{P}_j$  und  $\ln \mathbf{B}_j$  sind die  $S \times 1$ -Vektoren mit den Elementen  $\ln P_{j,s}$  und  $\ln B_{j,s}$ . Invertieren und entlogarithmieren ergibt

$$P_{j,s} = \prod_{k=1}^S B_{j,k}^{\tilde{\alpha}_{j,ks}},$$

wobei  $\tilde{\alpha}_{j,ks}$  das  $(s, k)$ -Element der Matrix  $(Id - \tilde{A}_j)^{-1}$  ist.

Wir setzen für  $B_{j,k}$  und erhalten

$$\begin{aligned} P_{j,s} &= \prod_{k=s}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{\eta_s \delta_s} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\tilde{\alpha}_{j,sk}}{\varepsilon_s}} Y_j \left( (1 - \alpha_{j,s}) \left( 1 + \frac{(1 + \eta_s) \delta_s}{\varepsilon_s} \right) - \frac{(1 + \eta_s) \delta_s}{\varepsilon_s} \right) \tilde{\alpha}_{j,sk} \\ &= Y_j \prod_{k=s}^S \left( \lambda_{jj,s}^{-1} \left( \frac{E_{j,s}}{Y_j} \right)^{\eta_s \delta_s} \left( \frac{R_{j,s}}{Y_j} \right)^{\delta_s} \right)^{\frac{\tilde{\alpha}_{j,sk}}{\varepsilon_s}}. \end{aligned}$$

Die zweite Zeile folgt aus der Beobachtung, dass

$$\sum_{k=1}^S \left( (1 - \alpha_{j,s}) \left( 1 + \frac{(1 + \eta_s) \delta_s}{\varepsilon_s} \right) - \frac{(1 + \eta_s) \delta_s}{\varepsilon_s} \right) \tilde{\alpha}_{j,sk} = 1.$$

Unterstellen wir wieder eine Cobb-Douglas-Nutzenfunktion mit Gewichten  $\beta_{j,s}$ , können wir den Preisindex von Land  $j$  schreiben als

$$P_j = \prod_{s=1}^S P_{j,s}^{\beta_{j,s}}$$

$$= Y_j \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k}^{-1} \left( \frac{E_{j,k}}{Y_j} \right)^{\eta_k \delta_k} \left( \frac{R_{j,k}}{Y_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{\alpha}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}.$$

Realer Konsum folgt als

$$C_j = \frac{Y_j + D_j}{Y_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \lambda_{jj,k}^{-1} \left( \frac{E_{j,k}}{Y_j} \right)^{\eta_k \delta_k} \left( \frac{R_{j,k}}{Y_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{\alpha}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}$$

In Änderungen haben wir

$$\hat{C}_j = \frac{1}{\hat{Y}_j} \frac{\hat{Y}_j Y_j + \hat{Y}_j^\mu D_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,k}^{-1} \left( \frac{\hat{E}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_k \delta_k} \left( \frac{\hat{R}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{\alpha}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}$$

$$= \frac{Y_j + \hat{Y}_j^{\mu-1} D_j}{Y_j + D_j} \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,k}^{-1} \left( \frac{\hat{E}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_k \delta_k} \left( \frac{\hat{R}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{\alpha}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}.$$

Mit  $\mu = 1$  (Handelsdefizit als konstanter Anteil des heimischen GDP):

$$\hat{C}_j = \prod_{s=1}^S \left( \prod_{k=1}^S \left( \hat{\lambda}_{jj,k}^{-1} \left( \frac{\hat{E}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \right)^{\eta_k \delta_k} \left( \frac{\hat{R}_{j,k}}{\hat{Y}_j} \right)^{\delta_k} \right)^{\frac{\tilde{\alpha}_{j,sk}}{\varepsilon_k}} \right)^{\beta_{j,s}}$$